

基本健康診査受診とその後12年間の医療費との関連 大崎国保コホート研究

著者	渡邊 崇
学位授与機関	Tohoku University
学位授与番号	11301甲第17360号
URL	http://hdl.handle.net/10097/00121971

博士論文

基本健康診査受診とその後 12 年間の医療費との関連

—大崎国保コホート研究—

東北大学大学院医学系研究科医科学専攻

情報健康医学講座公衆衛生学分野

渡邊 崇

目次

1. 要約.....	p2
2. 研究背景.....	p5
3. 研究目的.....	p8
4. 研究方法.....	p9
5. 研究結果.....	p20
6. 考察.....	p24
7. 結論.....	p42
8. 謝辞.....	p43
9. 補遺.....	p44
10. 文献.....	p47
11. 図.....	p53
12. 表.....	p69

1. 要約

背景

特定の疾病に限定しない健康診査（以下、健診と略す）は、予防医学の一翼として本邦で 30 年以上実施されてきた。しかし健診受診がその後の医療費に与える影響はいまだ解明されていない。本研究ではプロペンシティスコアでマッチングした基本健診受診者と非受診者の将来の医療費の推移を 12 年間にわたり追跡比較した。

方法

宮城県大崎保健所管内に居住する 45－79 歳の国民健康保険加入者 49,143 人のうち、追跡不能または観察開始から 60 日以内に死亡あるいは国民健康保険を脱退した者を除外した 43,304 人（健診受診者 14,692 人、非受診者 28,612 人）を対象とした。動脈硬化性疾患既往歴および健診実施時期以前の医療費により層別化した上で、1995 年の基本健診受診を曝露とし受診群：非受診群＝1：2 の割合でプロペンシティスコアマッチングを行った。プロペンシティスコアの推定には一般的な健康関連指標に加え主観的健康感・余暇運動習慣・家族構成・社会経済的因子・居住市町村・健診以外の健康関連行動・心理的因子・家族歴・動脈硬化性疾患の既往歴・健診受診時期以前の医療費・過去 5 年間の基本健診およびがん検診の受診回数を用い、自己選択バイアスや healthy screenee bias の排除に努めた。1995 年当時の健診の内容は、問診・身体計測・身体診察・血圧測定・検尿・血液検査・心電図・眼

底検査、および事後指導である。主要評価項目は基本健診受診群・非受診群の健診実施翌年から 12 年間にわたる一人あたり積算医療費の群間差額の推移とし、Kaplan-Meier Sample Average Estimator 法を用いて推定した。95%信頼区間はブートストラップ法により推定した。

結果

観察コホートの 49%にあたる 21,333 人（基本健診受診群 7,111 人、非受診群 14,222 人）がマッチした。基本健診受診群の医療費は非受診群と比較して受診翌年から低額となる傾向を示し、4－10 年後にかけて積算額で約 10 万円低額な状態を保ち続けた（受診後 5 年間の一人あたり積算医療費の群間差額平均 ¥－99,229 [95%信頼区間：－142,145 ～ －57,963]）。12 年間の積算では、統計学的有意性は認めないものの基本健診受診群で積算医療費が約 7 万円低額であった。相対的な差は最大で 7%であった。低額となったのは専ら入院医療費であり、積算外来医療費は後年に向け基本健診受診群で高額となる傾向にあった。これらの傾向は動脈硬化性疾患既往の有無に依らず観察されたが、健診受診時 65 歳以上の集団のみを対象とした解析ではむしろ健診受診群で積算医療費が高額になる傾向が見られ、対象集団の特性により健診受診とその後の医療費との関連は変容する可能性が示唆された。

考察

西暦 2000 年前後の日本において、基本健診受診群は非受診群と比較しておよそ 10

年間にわたり有意に積算医療費が低額であった。健診後早期の、過剰診断や偽陽性による医療費の増加は本研究対象集団においては認められなかった。本研究では観察期間中の健診受診の有無は考慮されておらず、今回示された長期的な影響は繰り返し受診によるものも含まれている可能性があるため、単回の健診受診の影響としては過大評価している恐れがある。また、時代や保険制度、医療体制により医療費の分布は大きく変動するため、本研究の一般化可能性は制限される。本研究で用いた統計手法は医療費の観察研究に適した手法であり、今後国内外で同様の分析を進めることにより結果の一般化が期待される。

結論

2000 年前後の日本において、基本健診受診群は特性をマッチさせた非受診群と比べ受診後 2－11 年にわたり有意に一人あたり積算医療費が低額であり、その差は最大で約 10 万円、相対比で 7%であった。12 年間の積算医療費では統計学的有意性は認めなかったものの、点推定値においてなお健診受診群のほうが約 7 万円低額であった。結果の解釈にあっては、受診時の年齢により医療費への影響が異なる可能性や、繰り返し健診を受診することの影響、また制限された一般化可能性に注意を払う必要がある。しかしながら本研究は高騰する国民医療費への対策として健診制度が長期にわたって有効である可能性を示した初の研究であり、さらなる追認が期待される。

2. 研究背景

特定の疾病に限定せず広く全身状態を評価する健康診査（general health checkup、以下健診と略す）は長らく予防医学の重要な一部門を占めてきたが、近年ランダム化比較試験(Randomized Controlled Trial: 以下 RCT)を集積したメタアナリシス¹⁾およびその後に発表された RCT²⁾において、健診には死亡率を減少させる効果がないという報告がなされるなど、その有益性に疑問が示されている。しかしながら、予防医学の文脈における効果測定の指標は死亡率だけで良いとは考えられない。疾病の発生、生活の質(Quality of Life)の向上もまた重要な指標であり、一方で偽陽性や過剰診断に伴う害も慎重に評価する必要がある。コレステロール値などのサロゲートマーカー³⁾や受診者の心理的不安の解消⁴⁾を評価項目としたメタ解析では健診受診の有益性を示す報告もあり、現在もなお定期的な健診の有益性と受診の是非をめぐる議論は続いている^{5), 6), 7)}。

健康に関する多面的な利益および害を包括し、また単体としてそれ自体が個人・社会・国家に大きな影響を与える指標として医療費が挙げられる。医療費は個人の健康状態と単純に相関する指標ではないが、高騰する医療費は個人にとっても保険者や国家にとっても、大きな問題となっている。もし健診受診により疾患が早期に発見され、あるいは生活習慣改善指導のみで未然に予防される結果として将来の医療費が低額になるのであれば、高騰する国民医療費に苦しむ近代国家において健診事業の導入

あるいはより積極的な活用が医療費抑制の方策として正当化されるであろう。だが一方で、健診を受診することで医療費は増加するという仮説を唱える者もいる。その理由として、まず短期的には、健診で受診勧奨がなされた場合の精査受診に伴う医療費の発生が挙げられる。その中にはスクリーニングの偽陽性による過剰な検査も含まれる。また、受診の結果判明した高リスク状態に対し薬物によるリスク低減が必要であるとすれば、その薬物治療により長期にわたり外来医療費が生じることとなる。生活習慣病の治療は生命予後改善や重大疾患への進展予防を目的に行われ、そのための科学的根拠はある程度確立しているものの、純粹に医療費という観点では、予防による長期的な外来診療費の積算と回避される大病による入院診療費の比較が十分に検討されているとはいえない。

医療費の高騰は近代国家に共通した危機である。特に日本においては 2013 年度に国民医療費の総額が年間 40 兆円を突破し、5 年連続で国民所得の 10%を超えて財政を大きく圧迫している。1983 年、世界に先駆けて老人保健法に基づき基本健診制度を敷いた時点では老年期の疾病を予防する目的であった健診も、時代の変遷に伴い医療費の抑制がその目的の一つとなり、特定健診と形式を改めた以降、厚生労働省や保険者による検討が積極的に開始されている⁸⁾。しかしながら、健診受診とその後の医療費を検討し論文化した報告は本邦、諸外国を合わせても驚くほど少数に限られている^{9) 10) 11) 12) 13) 14)}。またこれらの先行研究は人数・観察期間とも小規模であり、いずれも生命予後を主要評価項目とした先述のメタ解析¹⁾には採用されていない。逆に

メタ解析に採用された RCT は医療費に関する報告を行っておらず、現状において健診受診が医療費に与える影響は評価できないと総説では結論されている⁴⁾。

大崎国保コホート研究は、生活習慣や健診・検診などの保健事業が寿命の延長や健康増進、また医療費の抑制にどれほど寄与するかを評価する目的で 1994 年に開始された、日本を代表する大規模コホート研究の一つである。今回筆者はその研究仮説の一つである、健診受診が将来の医療費に与える影響について解析する機会を得た。5 万人規模の集団の医療費を 12 年間精緻に追跡し得た観察研究は世界的にも類がなく、本研究から得られる知見は健診の意義に関する新たな地平を拓くものとする。本稿では、健診受診に関わる基本特性をプロペンシティスコアを用いて厳密にマッチングした上で基本健診受診者群と非受診者群のその後 12 年間にわたる積算医療費の推移を比較し、考察を加えて報告する。

3. 研究目的

老人保健法に基づく基本健診の受診者と非受診者の間で、その後 12 年間にわたる積算医療費の推移を比較する。それにより、健診受診が長期的に医療費へと与える影響を検討する。

4. 研究方法

I. 大崎国保コホート研究の概要と対象集団の選択

大崎国保コホート研究の詳細についてはデザインペーパー¹⁵⁾および厚生科学研究費補助金報告書¹⁶⁾に報告されている。概略を述べると、大崎国保コホート研究は宮城県大崎保健所管内に居住する 40 歳から 79 歳の国民健康保険加入者のうち、ベースライン調査時点で入院していた者や長期不在者を除く 54,996 人を対象人口として行われた。1994 年 9 月から 12 月にかけて自記式質問紙によるベースライン調査を行い、1995 年 1 月以降の医療利用状況を宮城県国民健康保険団体連合会のレセプトデータに基づき追跡し、併せて対象者の死亡ないし国民健康保険からの異動を追跡している。

本稿における研究対象人口は、オリジナルの大崎国保コホート調査対象者から 45 歳未満の者を除いた 49,143 人と設定し、そのうち 46,877 人（95.4%）がベースライン調査に回答し追跡に同意した。ここで 45 歳未満の者を対象から除外した理由は、後に述べるプロペンシティスコアの推定において過去 5 年間の健診・検診受診回数が要素として含まれるためである。当時の日本における基本健診やがん検診（胃がん・肺がん・大腸がん）は 40 歳以上を対象としており、ベースラインで 45 歳未満の者はより高齢の者と比べ過去 5 年間に健診を受ける機会が同数でないため除外とした。その上で、観察期間中の死亡・異動情報が欠損している者（540 人）、本研究における医療費観察開始日（1996 年 1 月 1 日）から 60 日以内に死亡あるいは対象地区外

への転居、転職あるいはその他の理由により国民健康保険を脱退した者（3,033 人）を除外した 43,304 人（研究対象人口の 88.1%）を観察コホートとした。

II. 曝露としての基本健診の詳細

本研究における曝露(Exposure)はベースライン調査の翌年である 1995 年度の基本健診を受診したか否かとし、観察コホートを基本健診受診群、非受診群の 2 つに分類した。受診の有無に関する情報は、対象者の同意のもとに同地区の健診業務を受託実施している機関より提供を受けた。

本研究実施時点での基本健診は 1983 年制定の老人保健法に基づいており、主に動脈硬化性疾患の発症予防を目的として 40 歳以上の国民全員に年 1 回の受診機会が提供されていた。健診受診は義務ではなく、1993 年の統計では基本健診の受診率は 35.6%と報告されている（国民健康保険以外の保険加入者も含む）¹⁷⁾。1995 年当時の日本国内で統一された基本健診の内容は、問診（自覚症状、既往歴、家族歴）・身体計測（身長、体重）・身体診察・血圧測定・検尿（糖、蛋白、潜血）・血液検査（クレアチニン、アスパラギン酸アミノトランスフェラーゼ[AST]、アラニンアミノトランスフェラーゼ[ALT]、ガンマグルタミルトランスペプチダーゼ[γ GTP]、総コレステロール、高比重リポ蛋白コレステロール[HDL コレステロール]、中性脂肪）と健診実施医師の判断によるオプションでの血糖検査（糖負荷試験を含む）・貧血検査・心電図・

眼底検査、そして結果を受けて実施される事後指導である^{17),18)}。国民健康保険に加入する住民は郵送などの形式で健診実施要項を受け取り、自ら受診を申し込む。都市部においてはかかりつけ医療機関において健診を行うこともあるが、医療機関の少ない非都市部では健診を専門とした実施機関が日時を限定して地域の公共施設に出向き、集団で健診を執り行う形をとっている。本研究対象地区も後者に属しており、その結果、健診実施者は通常受診する医療機関とは別の存在であることに留意されたい。基本健診の結果は受診者個人に返送され、かかりつけ医あるいは精査を行う医療機関への受診や結果の報告は受診者個人によって選択される。また基本健診とは別に、特定のがん等を対象とした検診（screening）すなわち胃がん検診（胃透視）、結核・肺がん検診（胸部X線撮影およびオプションでの喀痰細胞診検査）、大腸がん検診（便潜血）、乳がん検診（視触診）が同日に行われることもあるが、それらの受診は基本健診とは独立して個人が選択する。基本健診受診ならびに事後指導の費用は国民健康保険が適用される医療費とは別個に取り扱われるが、年齢に応じて国や地方自治体からその費用の一部が補助される。1995 年における本研究実施地域での基本健診実施に際し健診実施機関に支払われる費用は一人あたり 7,660 円（税込）であったが、そのうち受診者個人が負担する額は 70 歳未満で 2,400 円、70 歳以上では 800 円であった。

III. 基本特性の測定と分類

健診を受診するか否かを規定する要因については過去に複数の報告があり^{19) 20) 21)}、本研究ではそれらを参考に、本研究における 1995 年の健診受診を予測するプロペンシティスコア（他の因子から予測される健診受診確率）を推定する回帰モデルに以下の情報を組み込んだ。すなわち、1994 年のベースライン調査における年齢（連続量）・性別・BMI（18.5 未満/18.5-25/25-30/30 以上）・主観的健康感・喫煙習慣・飲酒習慣・歩行時間・余暇運動習慣・睡眠時間・婚姻状況・子供の数・父母の生存状況・学歴・職業・居住地区（14 の市町村）・朝食摂取習慣・間食摂取習慣・食事への配慮・サプリメント摂取の有無・生きがいの有無・自覚的ストレスの強さ・長寿を希望するか・家族歴（高血圧、糖尿病、心疾患、脳卒中、がん）・動脈硬化性疾患の既往歴（高血圧、糖尿病、心筋梗塞、脳卒中）・健診実施時期以前の医療費（連続量）・過去 5 年間の基本健診受診回数・過去 5 年間のがん検診受診回数である。ここで考慮した点は、まず健康に関連する一般的な基本特性だけに留まらず、生きがいの有無、長寿を希望するか否かといった心理的側面、および家族構成にも注意を払うことにより、自己選択バイアス（self-selection bias）を可及的に小さくすることに努めた点である。加えて主観的健康感、疾患既往歴、健診受診歴、そして健診受診時期以前の医療費をマッチングの要素に取り入れることで、healthy screenee bias（健康状態の良い者だけが健診に参加し、不健康な者は健診に参加しないというバイアス。また、健診を受診する者は生活が規範的であり健診受診の効果に関わらず疾病リスクが低いという面も

ある。適切な訳語がなく英語表記とする）の除去に努めた点が挙げられる。

先に述べたように本研究の対象地区では居住する集落などに健診機関が出向くため、医療機関からの距離といった地理的情報が与える影響は少ないと考えられたため、地理的情報は居住市町村（1 市 13 町、14 区分）のみとした。社会経済的因子は健診受診を規定する要因としては自己負担が少額であることから影響は少ないと推測されたが、主要評価項目である将来の医療費への影響が大きいと考えられ、学歴、職業を変数として採用した。職業については、国民健康保険は当時自営業、農林水産業、無職、年金生活者など非常に多くの職種をカバーしていたが、本研究対象地区は農業が主産業であり農家が多数を占めることから、農家／それ以外／無職（年金生活者を含む）の分類にとどめた。なおいずれの質問についても、回答欠損のカテゴリを追加し、回答欠損者には独立したダミー変数を当てはめてプロペンシティスコア推定モデルに組み入れた。その理由は、自己回答式質問紙への回答欠損は、自己の健康関連情報への認識の欠如やリテラシーの欠如など、他の変数では説明しがたい情報を内在している可能性があり、多重代入法の適用に必要な Missing Completely at Random あるいは Missing at Random の仮定を置けないと考えたためである。

健診実施時期以前の医療費は、1995 年 1 月から、各市町村の 1995 年における健診実施時期までの医療費を元に以下のように定義した。まず 14 市町村の健診実施時期をその市町村において健診受診者の累積で 90%以上が受診を済ませた月と定義

した。その結果健診実施時期は 5 月から 11 月に分布した。次に、1995 年 1 月 1 日から市町村ごとに定義された健診実施月の末日までの医療費を実施前の月数で割り、そこに 12 を掛けることで健診実施前の年あたり医療費に換算した。非受診者についてもその市町村ごとに定義された健診実施月をもとに同様に算出した。

IV. プロペンシティスコアマッチング

プロペンシティスコアを推定するモデルには、広く用いられているロジスティック回帰モデルを採用した。4. III に示した予測因子のカテゴリ分類については表 1 を参照されたい。解析に際しては、観察コホート 43,304 人から一人の基本健診受診者に対し、その個人の健診を受診するプロペンシティスコアとほぼ同等のスコアを有しながらも実際には基本健診を受診しなかった者 2 名、すなわち健診受診者：非受診者＝1：2 となるマッチングを行い、マッチした対象者のみからなるマッチドコホートを構成し解析対象とした。1：2 というマッチングの比率は、同時期の日本全体における基本健診受診率（35.6%）¹⁷⁾および観察コホートにおける健診受診率（33.9%）から設定した。

4. III で記述した基本特性についてはプロペンシティスコアマッチングにより群間差が十分に小さくなることが予想されたが、中でも健診実施時期以前の医療費、および動脈硬化性疾患の既往歴は将来の医療費と密接に関わると予想され、より強固な

形でマッチングさせる必要があった。そのため本研究ではプロペンシティスコアマッチングに先立ってこの2つの因子による層別化を実施した。すなわち、観察コホートをまず動脈硬化性疾患既往の有無で2層に分け、その2層それぞれで健診実施時期以前の医療費により4分位に層別化し、合計8層に層別化した。その上で各層内に限定してプロペンシティスコアを推定し、マッチングの対象も層内に限定した(図1)。この操作により、マッチした健診受診者と非受診者同士の健診実施時期前医療費が同一四分位内に収まることとなり、健診前医療費に過剰な差額が生じないように制限を掛けた。一方でマッチが成立した数は層別化を行わなかった場合よりも減少したが、メリットがデメリットを上まわると判断した。

プロペンシティスコアマッチングにあたってはオプティマルマッチング法を採用し、マッチ者同士のスコアの許容差分(caliper)は0.001、すなわち推定される健診受診確率の許容差分が0.1%未満と規定した。オプティマルマッチング法の実行にはSAS MACRO PSMATCH_MULTI²²⁾を用いた。このマクロ関数は乱数生成のための基礎となる変数を指定することにより、再現性のあるマッチングを実施できる特徴を有する。再現性・追試可能性を担保する目的で、補遺にプロペンシティスコアマッチングにかかわるSASプログラミングコードを記載した。

V. 医療費の追跡

大崎国保コホートでは、国民健康保険適応範囲内の医療費を宮城県国民健康保険団体連合会からの提供を受けて 1995 年 1 月から月単位で追跡している。この中には歯科診療費や調剤費も含まれる。ただし個室料金、健診・検診の費用、予防接種、妊娠出産など保険給付の対象外である内容については含まれていない。本研究で曝露とした基本健診は地区により 1995 年の 5 月から 11 月に実施されているため、主要評価項目である健診受診後の医療費の観察開始時点は 1996 年 1 月 1 日と設定した。ただし基本健診実施費用の 7,660 円を便宜的に観察初日に発生したものとして受診群の積算医療費に外来医療費扱いで加算した。本コホートでは 2014 年 1 月まで医療費の追跡を継続したが、2008 年 4 月に日本の高齢者医療保険制度が変更され、75 歳以上の国民健康保険加入者は新たな後期高齢者医療制度に移行することとなった。そのため本報告では 2007 年 12 月 31 日までの 12 年間を医療費の観察期間とし、1996 年 1 月からの一人あたり積算医療費の推移を 1 年刻みで推定することとした。なお観察は対象地区外への転居、転職あるいはその他の理由による国民健康保険脱退の場合に打ち切りとした。

VI. 統計解析

はじめに観察コホートおよびマッチドコホートにおける各基本特性の群間差を、

群間の分布の差異を定量的に表す standardized difference²³⁾を算出することで評価した。standardized difference は 0 から無限大の値をとり、0.10 以上の場合群間差があると解釈した。standardized difference の推定には SAS MACRO STDDIFF²⁴⁾を用いた。次にマッチドコホートにおける基本健診受診群・非受診群の生存率に関する解析を Kaplan-Meier 法および Cox 比例ハザードモデルにより行った。ただし、この死亡リスクの検討は下記に述べる積算医療費推定のための前段階として、および健診受診と医療費との関連とのメカニズムを考察するためのものであり、本研究の主たる検討項目ではないことに留意されたい。また観察打ち切り発生の群間差を、死亡を競合アウトカムとした Fine-Gray の競合リスクモデルにより確認した。

一人あたりの平均積算医療費は Kaplan-Meier Sample Average Estimator (KMSA)法^{25),26)}を用いて推定した。KMSA 法は観察期間を小さな単位時間に分割し、各時点における Kaplan-Meier 法による集団の生存確率にその直前の単位時間における生存しかつ観察可能なサンプルの平均医療費を掛け合わせることで死亡・観察打ち切り者の存在を考慮した当該単位時間内の一人あたり平均医療費を推定し、最後に全期間の医療費を合算することで積算の平均医療費を算出する方法である。この手法は観察打ち切りを伴う医療費の分析に広く使用されている。KMSA 法による平均積算医療費の推定は 8 つの層で個別に行い、サンプリングウェイトを考慮して各層の結果に重みづけをすることで再統合した。サンプリングウェイトは観察コホートにおける各層の人数を観察コホートの総人数で除することで算出した。

基本健診受診群・非受診群の一人あたり平均積算医療費とその差額（受診群－非受診群の形式で表示、負の値は健診受診群の医療費がより低額であったことを意味する）の信頼区間推定には、ブートストラップ法を採用した。観察標本と同数のリサンプリングを 2,000 回繰り返し行い、パーセンタイル法を用いて 95%信頼区間を推定した。群間差額のブートストラップ 95%信頼区間が 0 を含まない場合に統計学的に有意な差が存在すると判断した。なお繰り返し測定による有意水準の調整は行わなかった。また絶対値としての差額だけでなく、相対的な差を相対差(%) = (群間差額/非受診群の平均積算医療費) ×100 として定義し、相対的な差の推移についても検討した。

VII. 副次解析および感度分析

副次解析として、主解析で用いたマッチドコホートを用い、まず積算医療費を積算外来医療費と積算入院医療費に分割した解析を実施した。また、解析対象者をベースライン時点で動脈硬化性疾患を持たない者のみ、あるいは持つ者のみに限定した結果を記載した。次に、対象者の年齢をベースライン時点で 45－64 歳に限定した解析、および 65－79 歳に限定した解析を主解析と同様に実施した。この解析は主解析と異なるマッチドコホートを新たに構成して実施しており、2 つの年齢区分の結果を合算しても主解析の結果と同一にはならない点に留意されたい。年齢区分別の解析におい

ても主解析同様に外来医療費・入院医療費に分けた副次解析を実施した。

最後に、主解析の結果の頑健性を保証するために複数の感度分析を実施した。まず主解析で用いたマッチドコホートに対し観察期間中の医療費の年次調整を採用し、年あたり 3%、5%の割引(discounting)あるいは年あたり 3%の割増(inflation) を適用した場合の結果を検討した。次に、1 : 2 というマッチング比率に恣意性が残る点を考慮し、マッチング比率を 1 : 1 として新たなマッチドコホートを構成して解析を行った。いずれの解析においても、繰り返し推定を考慮した統計学的有意水準の調整は行わなかった。上記の全ての統計解析には SAS9.4 および Stata13、Stata14 を使用した。

VIII. 倫理面への配慮

大崎国保コホート研究では、ベースライン調査の実施にあたって自記式質問紙調査に協力した者の医療費を追跡することを口頭で説明している。調査対象者は自由意志により質問紙調査に回答を記入し、それをもって同意と解釈される。なお本研究は東北大学医学部倫理委員会の承認（平成 12 年 1 月 17 日付、および受付番号 2006-206、2014-1-839）を受けて行われている。

5. 研究結果

I. マッチングの結果

観察コホートを動脈硬化性疾患既往歴と健診実施時期前医療費により 8 層に層別化し、各層内でプロペンシティスコアを推定したモデルの詳細を表 1 に示す。C 統計量 0.77 から 0.84 と中庸でありいずれの層においても基本健診受診群と非受診群の間でプロペンシティスコアの分布は十分に重複していたことから、マッチングにより観察コホートとかけ離れた集団が抽出される危険は小さいと考えられた。マッチングの結果、7,111 人の基本健診受診者と 14,222 人の健診非受診者からなる 21,333 人のマッチドコホートが構成された（図 1）。これは研究対象人口の 43.4%、観察コホートの 49.3%に相当した。

観察コホートとマッチドコホートにおける、基本健診受診群と非受診群間の基本特性の分布および群間差を表 2 に示す。観察コホートでは性別、主観的健康感、過去の健診・検診受診回数、健診実施期間以前の医療費などに群間で明らかな差異が認められていたが、マッチドコホートにおいては、プロペンシティスコア推定に用いた要素については群間差が非常に小さく、両群が均質な背景を有するように構成されていた。

II. 死亡および打ち切りに関する生存時間解析の結果

12 年間の追跡期間中に 3,557 人が死亡（基本健診受診群 997 人、非受診群 2,560 人）し、観察期間中の死亡率は基本健診受診群で 1,000 人年あたり 14.16、非受診群で 1,000 人年あたり 18.82 であった。両群の Kaplan-Meier 生存曲線を図 2 に示す。基本健診非受診群を基準とした際の健診受診群の死亡ハザード比は 0.75 (95%信頼区間: 0.70 – 0.80)であり、健診受診群がより死亡リスクが低かった。この結果は同コホートを用いた先行研究²⁷⁾とほぼ一致していた。また追跡期間中に 3,901 人が転居あるいは国民健康保険からの脱退により観察打ち切りとなった（健診受診群 1,257 人、非受診群 2,644 人）。健診受診群の観察打ち切り発生ハザード比は 0.94 (95%信頼区間: 0.88 – 1.01)であり、統計学的有意差を認めなかった。

III. 積算医療費の推移

健診受診後 12 年間の一人あたり平均積算医療費およびその群間差の推移を図 3、図 4 および表 3 に示した。基本健診受診群の積算医療費は非受診群と比較して受診後 2 年目から統計学的に有意に低額となり、4–10 年後にかけて積算額でおよそ 10 万円低額な状態が維持された。受診後 5 年での一人あたり積算医療費の差額は平均値で ¥–99,229 [95%信頼区間： –142,145 ～ –57,963]、受診後 10 年での一人あたり積算医療費の平均差額 ¥–93,879 [95%信頼区間： –158,959 ～ –29,359]で

あった。12 年後の時点で群間差は統計学的有意水準を満たさなくなったが、点推定値では健診受診群が 7 万円ほどなおも低額であった。相対差としては図 4 に示すように 4 年後に 7.0%となったのが最大であり、その後は積算医療費の総額が増大するに伴い縮小し、10 年後には 2.7%であった。

IV. 副次解析、感度分析の結果

医療費を外来・入院で分割した結果を図 5、図 6 および表 4、表 5 に示した。積算外来医療費の群間差と積算入院医療費の群間差は明らかに異なる軌跡を描いていた。積算外来医療費は基本健診受診群・非受診群でしばらくほぼ拮抗し、後年に少しずつ健診受診群で高額となる傾向を示した。一方積算入院医療費は基本健診受診群が低額になる傾向が単調に続き、その傾きは弱まるものの 10 年以上経てもなお積算入院医療費の差は広がる傾向にあった。相対的指標で見ても積算入院医療費の相対差は受診後 4 年時点で最大の約 17%減に達し、10 年間の積算でも 10%の減少を保った。

主解析の結果は動脈硬化性疾患既往歴の存在に依らず観察された（図 7・図 8 および表 6・表 7）。絶対差としては動脈硬化性疾患既往がある集団においてその群間差がより顕著であったが、相対差としては既往歴の有無によらずほぼ同一の軌跡をたどった。

一方で、解析対象者の年齢を 65 歳の前後で分けて解析したところ興味深い結果が

観察された。ベースライン時点で 45－64 歳の者のみを対象とした解析ではプロペンシティスコアマッチングにより 10,413 人(健診受診群 3,471 人、非受診群 6,942 人)からなるマッチドコホートが構成され、図 9、図 10 および表 8 に示すようにほぼ全期間にわたって有意に健診受診群の積算医療費が低額となった。積算医療費の群間差は健診後 10 年以降もなお拡大する傾向を示した。またこの年代においては積算外来医療費・積算入院医療費ともに健診受診群で低額となる傾向が認められた。しかしながらベースライン時点で 65－79 歳の者、いわゆる高齢者のみを対象とした解析では、健診受診群 2,459 人、非受診群 4,918 人の計 7,377 人から構成されるマッチドコホートにおいて、10 年後までは統計学的有意差はつかないものの健診受診群でやや積算医療費が高額に推移し、11 年目以降に有意差をもって健診受診群の積算医療費が非受診群のそれよりも高額となる軌跡を示した(図 11・図 12・表 9)。特に積算外来医療費が健診受診群で高額となる傾向が著しく、入院医療費は健診後初期において健診受診群で高額であったものの、積算では後年になるに従い受診群でむしろ低額へと推移した。

マッチング比率の変更あるいは医療費の年次調整を施した感度分析の結果は図 13、図 14 に示した。いずれの結果も主解析と質的に同等であり、主解析の結果は頑健であると考えられた。

6. 考察

I. 結果の要約

結果を要約すると、基本健診受診群はベースライン時点での基本特性を厳密にマッチさせた非受診群と比べて受診後 2－11 年間にわたり一人あたり積算医療費が有意に低額であった。その差のピークは健診後 3－5 年後頃の約 10 万円、相対差で 7% であった。この低額となる傾向は専ら入院医療費の差によりもたらされ、積算入院医療費の群間差は 12 年後にあってもなお拡大する傾向を示した。一方で外来医療費の積算は追跡が長くなるにつれ基本健診受診群で高額となった。また、積算医療費が基本健診受診群で低額となる主解析の結果は、動脈硬化性疾患の既往の有無で層別化しても同様に観察された。しかし年齢で区分した集団においては、65 歳未満の集団で 12 年間一貫して基本健診受診群の積算医療費が有意に低額であったのに対し、65 歳以上の集団では基本健診受診群の医療費が低額となる傾向は認めず、後年むしろ有意差をもって高額となる傾向を示した。

本研究は、12 年という長期にわたって医療費を観察し、健診受診と長期的な積算医療費との間に関連があることを示した初の研究である。以下に結果の解釈や機序の推論、批判的吟味を含めた考察を提示する。

II. 健診受診が医療費に影響を与える機序

健診受診が医療費に影響を与える機序としては、大きく4つが考えられる。1つは教育・生活習慣指導である。生活習慣の変容により未病のうちに動脈硬化性疾患発症のリスクを減らし、あるいは重症化を阻止することによって、外来通院や薬物治療、すなわちリスク低減のための医療的介入を削減することが期待される。教育・指導は、すでにリスクがあるか否かに関わらず有効なメカニズムであるが、リスクが既に明らかな者、動脈硬化性疾患の既往を有する者に対しては本来日常臨床でなされるべきものであり、第三者による指導の効果は未知数である。教育・指導は外来医療費を減少させ、長期的には入院医療費も減少させる可能性がある。2つ目は早期発見である。早期発見は早期介入につながることで、外来医療費が受診群で初期から増加しその積算も高額となることが予想されるが、一方で後年の重症化や臓器障害を予防することで入院の医療費は削減されると推測される。早期発見はこれまでに動脈硬化性疾患を指摘されていない者に主に有効であり、既に疾患を指摘され外来通院を受けている者にとっての恩恵は小さい可能性がある。3つ目は過剰診断であり、これは前2者とは異なり健診受診により医療費が増加するメカニズムである。過剰診断は早期発見とは異なり、実際には早期に介入しても重症化予防や死亡率低下をもたらさない不要な医療を受ける期間を長くしてしまうことを指す。偽陽性も過剰診断の一種である。健診結果を受けて行われる精密検査の費用や、それに伴う合併症の費用により受診後早期の医療費が大きく増加し、また長期にわたり外来医療費が高くなることが考えられる。

4 つ目は対象者の死亡リスクを介した影響である。医療費は生存して医療を受けるからこそ発生するため、対象者の死亡をもってそれ以降の積算医療費は増えないことになる。高齢者のように多種の疾患を抱える者の場合は、生存期間が長くなれば積算の外来医療費は高額となる。また入退院を繰り返して生存する場合は積算入院医療費も高額となる。ただし本邦においては入院医療を受けながら死亡するものが多いため、観察期間中に死亡した者が多かった群は死亡を伴った入院の分入院医療費が高額となる可能性もあるため、死亡リスクを介しての入院医療費への影響は外来医療費ほど単純ではない。

上記の内容を外来医療費・入院医療費という観点で再整理するならば、積算外来医療費は健診の直接作用として教育・指導の効果により減少、早期発見および過剰診断により増加する可能性が考えられる。また先行研究²⁷⁾が示したように基本健診が死亡リスクを低減するのであれば、特に高齢者や慢性疾患既往のある集団で積算外来医療費は増加する可能性がある。積算入院医療費については、教育・指導の効果、および早期発見により減少し、過剰診断により特に観察早期に増加する可能性がある。

本研究で観察された12年間の一人あたり積算医療費の軌跡は、教育・生活習慣指導と早期発見の要素の複合により説明できる。副次的解析において既往歴の有無に依らず、すなわちリスクを持つ者でも持たない者でも同様に医療費が相対的に低額となった点、入院医療費は長期にわたって受診群で低額となり、外来医療費はしばらく群

間差なく推移したのちに受診群で高額となる点はまさに教育と早期発見のパターンの混合である。

ただし動脈硬化性疾患の既往を持つ者において絶対差で非常に大きな差を認めたことは予想外であり興味深い。既往を持つ者は健診前の段階から医療費が高額であり、相対的には既往の無い者とある者で同様の軌跡をたどることから、既往の有無と健診の効果に交互作用があるとは考えにくい。この現象は上記のメカニズムでは十分に説明できない点であり、一つの説明仮説としては日常臨床でなされるべき生活習慣指導・教育が十分ではなく、既往を持つ者にも健診での指導が影響を与える余地が残っていたのかもしれない。あるいはプロペンシティスコアマッチングでもなお調整しきれない健康行動へのアドヒアランスの差、例えば非受診群は主治医からの生活指導を守らず内服のアドヒアランスが不良であり、健診による受診群への保護的效果だけではなく非受診群の治療不十分によって差がより拡大して見える、といった未知のバイアスから生じているのかもしれない。

もう一つの注目すべき点は、受診後 1 年目から医療費は受診群で低額となる傾向を示したことである。これは、かねてから健診の大きな害の一つと考えられてきた過剰診断の影響が、医療費というアウトカムで見た場合には、考えられていたよりも小さいことを示している。その理由としては、基本健診ががん検診のように侵襲的検査を必要とする疾患を対象としていないこと、健診結果を医療機関に持参することで、

重複する再検査を回避できることが考えられる。

III. 本研究の長所

本研究が成功した第一の要因は、対象地区の住民から 95.4%という高い回答率でベースライン調査の回答を得、特に健診を受診しなかった者についても十分に代表性のある情報を入手できたことにある。健診を受診しないなど既存の保健医療システムに距離を置く者から詳細な健康関連情報を得ることは非常に困難であり、この高い回収率が無ければ本研究の実施は不可能であった。

第2の長所として、自己選択バイアス、healthy screenee bias を可能な限り取り除くための主観的・客観的な多面的情報をベースラインで入手し、それらの特性をプロペンシティスコアマッチングにより高い精度でマッチさせたことが挙げられる。健診をはじめとする自己決定的な健康習慣に関する観察研究においては、常に自己選択バイアスの影響が議論されてきた。本研究でプロペンシティスコアの推定に加えられた、健康や長寿に対する考え（長寿を希望するか）、社会的に健康保持を求められる状況の存在（職業、婚姻状況、子供の数）、健診以外の健康関連行動（食事への自覚的な節度、サプリメント使用）、社会経済的因子（職業、学歴、前年の医療費）といった要素は、健診受診行動を規定する因子でありながらこれまで十分に考慮されていなかった。また、ベースライン調査時に入院していた者や観察早期の死亡者を調査対象から

除外したうえで、健診実施時期以前の医療費、既往歴、主観的健康感といった、ベースラインでの健康状態にまつわる要因もマッチングしたことにより、healthy screenee bias の危険も非常に小さくなっている。

第 3 に、実際に使われた医療費のデータを用いている点が挙げられる。過去の医療費に関する研究では疾病の発症率などから推定されたコストを用い、シミュレーションモデルに基づいたものが多かったが、その推定には限界がある。その点本研究は個人毎の実際の医療費を用いることでより正確な医療費分析が可能となった。第 4 に、12 年間という長期にわたっての医療費の軌跡を明らかにしたという点がこれまでにない特徴である。観察が長期にわたることで、後期に至るにつれ信頼区間が大きくなり推定が甘くなることや、曝露期間後の健診受診機会提供による影響（繰り返し受診による影響、非受診群が後に健診を受けることによる効果の減衰など、後述）を受けものの、時間を経ての平均積算医療費の変化は非常に示唆に富む情報である。

最後に、ブートストラップという柔軟性の高い統計手法を用いることで、医療費という非常に歪んだ分布をとる変数に対し信頼できる区間推定を示した点が挙げられる。本研究の結果を一般化することには後述するような障壁があるが、本研究における一連の統計学的手法、すなわちプロペンシティスコアマッチング、KMSA 法、ブートストラップの組み合わせは、健診という曝露に限らず広く観察研究での医療費分析に一般化可能であると考ええる。

IV. 先行研究との比較、特に RCT とのデザイン上の優劣

健診受診がその後の医療費に与える影響を個人レベルの医療費を用いて非受診群と比較した研究は、検索可能な範囲で RCT も含め過去に 4 件しか存在しない。本邦で行われた 1 件の観察研究¹¹⁾のみ統計学的有意差をもって健診受診群の医療費が低額と結論しているものの、その他は統計学的な有意差を認めない結果であった。しかし本邦からの先行研究は性・年齢（10 歳階級）以外の基本特性が調整されていない結果である。また海外の 3 つの RCT^{12),13),14)}はいずれも健診受診者数で 2,000 人規模の小さな研究であり、観察期間も 2 年間と短い。またそのまま t 検定を行ったり¹²⁾対数変換を行ったり¹¹⁾¹³⁾するなど、分布に強いゆがみを持つ医療費を扱う統計手法として不適切な点が散見される。本研究は規模、観察年数、統計手法の点において先行研究を凌駕している。

一般に観察研究よりも RCT のほうがエビデンスレベルが高いと言われており、本研究が観察研究であることを短所とみなす者もいるかもしれない。特に健診受診と死亡リスクという観点では、RCT のメタアナリシス¹⁾では否定された死亡リスクの減少効果が本研究と同じ大崎国保コホートを用いた観察研究において寶澤ら²⁷⁾により報告されており、本研究でもマッチングの方法に違いはあれど同様の結果であった。そのため、今回の基本健診受診と医療費との関連、あるいは先行研究の健診受診と死亡リスク低下の関連についても観察研究特有のバイアス、すなわち調整できていない未

測定の交絡要因や自己選択バイアスによるのではないかという批判が予想される。

しかし本研究は自己選択バイアスについて特に注意を払い、心理的側面や健診受診以外の主体的な健康関連行動も含めて群間差のほとんどない quasi-experimental な状況において解析を行っている。かつ抽出されたマッチドコホートは観察コホートひいては対象人口とかけ離れた性質を持っておらず、さらにサンプリングウェイトも考慮したことにより、地域住民を代表した一般的な集団の結果とすることができる。他方、健診に関連した過去の RCT はいずれも健診への招待・勧誘を介入内容としている。強制的に受診させることは不可能なためである。その結果 RCTこそが自己選択バイアスの影響を強く受けることになる。招待を受けた対象者がどれだけの遵守率で健診を受診するか、あるいは無作為割り付けに関わらず介入として企画された健診以外の個人的な健診を受診するといった非遵守、これらはいずれも研究者のコントロール範囲を超えて対象者の選択に委ねられており、効果(efficacy)を評価する際に効果の大きさをゼロに近づける(null-direction)バイアスをもたらす。実際に、最も近年に実施された Inter99 試験²⁾でさえ、招待を受けた介入群のうち一連の健診を完遂した者はわずか 35%にすぎない。そのため、自己選択による遵守/非遵守が強く影響する介入に関しては、自己選択の背後にある要因をより精密に検討し、測定可能な形で情報を収集して調整した観察研究のほうが RCT よりも効果を正しく捉えるという議論は近年広がりを見せている²⁸⁾。

上記の議論を踏まえ、筆者は本研究の結果、あるいは寶澤らの先行研究²⁷⁾の結果を因果関係に由来するものとして支持し、諸外国での RCT の結果をむしろ null-direction バイアスに起因するものとする立場をとる。無論未測定の交絡要因や自己選択バイアスの存在を否定するものではなく、長期的な医療費への影響についても可能であれば RCT の結果と照らし合わせることが好ましいが、その際には、厳密な観察下におかれた RCT 参加者の医療受療行動は現実世界のそれと乖離しているという指摘^{28),29)}に留意すべきである。この点においても、本研究の医療費情報は観察研究であるがゆえに日常臨床そのものから得られたものであり、より現実世界を反映している結果と言える。

V. 観察期間中の健診受診が本研究の結果に与える影響

本研究の設定では、曝露とした 1995 年の健診以降も年 1 回の基本健診受診機会が全ての対象者に提供される。そのため研究参加者は追跡期間中にもある程度の頻度で基本健診を受診している。その受診頻度に関する情報がないこと、そして受診頻度をコントロールできないことは今回の研究の短所の一つである。では観察期間中の健診受診頻度はどのように予測され、またそのことは結果にどのようなバイアスを与えるであろうか。

1995 年の基本健診受診を推定するプロペンシティスコア推定モデルにおいて、

いずれの層においても過去 5 年間の基本健診受診回数が多い者は 1995 年の健診を受診する確率が高かった（表 1 を参照）。そのことを考えると、1995 年に基本健診を受診した者は、同じスコアながら健診を受診しなかった者、すなわちマッチした非受診者よりも 1996 年の健診受診確率が高くなっていることが予想される。その結果、両群の観察期間中の健診受診密度には等比数列的な差が生じていることが推測される。そのため、今回得られた積算医療費の差は単回の健診受診のみによりもたらされたのではなく、長期的により濃い密度で繰り返し健診を受診し続けたことによる効果も加味され则认为るのが妥当である。

しかしながら、1 年という短い間隔で同内容の基本健診を繰り返し受診することが加算的に、あるいは乗算的に医療費に影響を与えるかは疑問もある。1989 年に英国で行われた RCT³⁰⁾では動脈硬化性疾患のサロゲートマーカーをアウトカムとし、1 回の健診受診効果は 3 年間持続すると結論している。もし健診の効果が 2 年以上持続し、その間に再度受けても上乗せ効果が無いとすれば、毎年健診を受けるものと 2 年に 1 回健診を受けるものとはその恩恵には差がないと考えられる。逆に、今回健診を受診しなかった者でも翌年に健診を受診すれば恩恵が同等となるため、非受診群が将来ほとんど健診を受診しない場合でもない限り、健診受診による医療費の群間差は縮小していくと考えられる。

残念ながら観察期間中の両群の定期的な健診受診頻度・再受診による上乗せ効果

の有無については推論にすぎず、本研究からこれ以上の示唆を得ることは困難である。

したがって現時点で言えることは、本研究で認めた健診受診後の医療費の推移は単回の健診受診のみの効果としては過大評価されている可能性があるということと、最適な健診受診間隔について本研究からは知見を得ることができないこと、の二点である。

公的私的を問わず健診の仕組みが一般に利用可能となっている設定においては、観察研究であれ RCT であれ観察期間中の健診受診を強制的に止めるようなコントロールを敷くことは倫理的に困難であり、単回健診受診の長期にわたる影響を純粹に観察するには研究デザイン上の課題が多い。

VI. 健診受診者の年齢と医療費への影響

副次解析において、45－64 歳の集団と 65－79 歳の集団で積算医療費の群間差の推移が大きく異なったことは興味深く、一考に値する。この副次解析はそもそもは 2000 年に介護保険制度が施行されたことにより、その前後で健診受診の有無と高齢者の入院医療費の推移との間で何かしらの関連があるかを見るために行ったものであったが、その点については高齢者集団における一人あたり積算入院医療費の群間差額の推移には 2000 年を境に劇的な変化は認めなかったことが確認された。

高齢者集団において基本健診受診群の積算医療費が高額となったが、その内訳をみると外来医療費の群間差が顕著である。生存解析において高齢者集団においても健

診受診群で死亡リスクは低かった（基本健診受診群の死亡率 25.12/1,000 人年、非受診群の死亡率 33.11/1,000 人年、非受診群を基準とした際の健診受診群の死亡ハザード比 0.75 [95%信頼区間: 0.68 – 0.83]) ことを考慮すると、そのメカニズムの一部は死亡リスクへの影響を介した、つまり観察後期にかけて基本健診受診群で生存者が多いことに依ると考える。もう一つの仮説は、特に生活習慣に関する教育・指導が、高齢者には効果をもたらさない、あるいは適切ではないことの結果であるというものである。効果をもたらさないというのはすなわち、動脈硬化そのものは高齢期を迎える前にあらかじめ完成しており、高齢になってからリスク因子を改善しても重大疾病の予防や外来受診の減少にはつながらないということである。適切ではないという事の一例としては、動脈硬化リスクのみに注目した指導の場合は体重を減らすことが強調されるが、高齢者においては低体重や栄養不足がフレイル・サルコペニアの状態を招き健康を損なう可能性が近年指摘されており、一部の疾患を予防するための指導が他種の病態を招いてしまう危険があることが挙げられる。

しかしこの副次解析の結果を持って健診制度の適用年齢を制限することには筆者は強く反対する。その理由の第一は、65 歳という年齢区分はあくまで現行の社会制度の文脈に沿って設定したものであり、健診と医療費の影響を最も明確に区別する分岐点としての年齢である根拠は皆無である点にある。上限を設定する試みをするのであれば、対象年齢をより細分化した検討が必須である。第二に、副次解析はマッチドコホートが比較的小規模であり、主解析以上に偶然の影響が大きく出やすくなって

いる。最後に、本節で述べたように高齢者集団であっても死亡リスクは健診受診群で低い傾向にあり、生存率の上昇と医療費の増加のトレードオフの状態にあると言える。この場合は社会の状況に応じて判断は変化するものであり、Quality Adjusted Life Years の検討、また高齢者の場合は医療費のみでなく年金、介護保険給付を含めた社会保障費全体の検討、税収の検討も含め総合的な検討を必要とする。

VII. 本研究の短所と批判的吟味

上記 V. で述べた以外の、本研究が抱えるバイアスの危険性(risk of bias)について批判的に吟味する。一点目は、曝露である基本健診と、同年のがん検診の受診に強い関連があり、がん検診の影響が混入しているのではないかという指摘である。確かに過去の基本健診受診回数と胃がん検診、あるいは結核・肺がん検診、大腸がん検診の受診回数は非常に強く相関している（掲出データなし）。したがって、いかに過去の基本特性をプロペンシティスコアによりマッチさせたとしても、同年のがん検診受診の有無についても基本健診受診群と非受診群では差が認められることが予想される。しかしながら、過去にがん検診が cost effective であることを示した報告はあっても将来の医療費を抑制するという報告はない。本研究とほぼ同時期の本邦からの報告³¹⁾でも胃がん検診が高齢男性において医療費を抑制する可能性が指摘されているものの、それ以外は寿命延長効果と引き換えに医療費の増大が示されている。本研究で示され

た最大 10 万円、7%という平均積算医療費の差額はがん検診の実施費用を差し引いてもなお明らかな差であり、がん検診の併存があったとしても結果に質的な変化は生じないと考えられる。

次に、健診非受診群はかかりつけ医において保険診療の範囲内で代替的検査を受けるために医療費が増加するのではないかという指摘がある。しかし健診後初期にはむしろ両群の医療費差は小さく、長期的に見て差が広がる今回の結果とは合致しない。また、制度化されておらず国民健康保険の適用もされない私的な健診、いわゆる人間ドックを受けている者が本研究における健診非受診群に多ければ、健診の効果を過小評価する方向にバイアスがはたらくと推測される。もし両群ともに人間ドック受診者が多数存在すれば、結果はゼロに近づく方向にバイアスを受ける。しかしベースライン時点での自記式回答ではいわゆる人間ドックを受診した回数はマッチドコホートの基本健診受診群・非受診群とも平均で 0.3 回／5 年と非常に少なく、過去 5 年間に人間ドック受診歴がある者の割合は基本健診受診群で 14%、非受診群で 12%に過ぎなかった。このことから、私的な人間ドック受診が今回の結果にバイアスを与える危険性は小さいと考える。

最後に、プロペンシティスコア推定のための要素が十分であったかの議論が残る。まずほとんどの基本特性に関わる情報の入手経路が自記式質問紙である点において、誤分類が生じているリスクがある。しかし曝露（基本健診受診の有無）とアウトカム

(医療費)については客観的な情報源からの情報に基づいており正確である。また自記式回答による誤分類は健診受診に対しては非差異誤分類(non-differential misclassification)であると考えられ、あるとしてもそのもたらすバイアスの方向は結果をゼロに近づける方向になる。したがって今回の有意な結果を質的に変じるものではない。また、社会経済的因子については年収や納税額などより直接的な数値ではなく学歴と職業の大まかな分類に留まってしまった点で調整が不十分な恐れがある。ただし日本の皆保険制度や高額医療費への補助制度の存在、また基本健診受診における自己負担が低額であることを考慮すれば、健診受診の有無および将来の医療費に対して社会経済的因子が持つ影響は他国の医療制度よりも小さいと考えられる。自己負担の大きい医療制度や、大きな経済的格差・健康格差を持つ状況において同様の研究を行う場合は注意が必要である。また健診実施会場や医療機関への地理的アクセスについても、今回は現地に健診機関が出向く形態であることから影響は小さいと考えた。しかし昨今では地理情報システム(Geographic Information System: GIS)が疫学の領域で活用されており、今後は GIS 情報を数値化することで、新たに調整可能な受診規定要因を加えられる可能性がある。

VIII. 一般化可能性

対象集団に対しての内的妥当性の観点では、上記の批判的吟味に加えてマッチン

グによる対象集団人口からの乖離すなわち選択バイアス、そしてオーバーマッチングによる解析対象の過剰な限定が論点となる。本研究ではプロペンシティスコア推定モデルのC統計量が 0.80 前後と中庸であり、受診群・非受診群でスコアの分布に十分な重複が確保されている。基本特性の分布を見ても、観察コホートとマッチドコホートの間に極端な差異は認められない。また観察対象者が十分に多かったため、プロペンシティスコア差で 0.1%という狭い許容差で制限したマッチングでありながら、20,000 人を超えるマッチドコホートを生み出すことができた。したがってオーバーマッチングにあたるとは考えていない。またマッチングの比率を 1 : 1 に変えても同質の結果であったという感度分析の結果は内的妥当性を担保するものである。

外的妥当性については非常に限定的である。まず対象者については、本研究の対象集団は基本健診受診率の点では当時の日本国民全体の数値と近似している。しかし農村部の住民かつ国民健康保険加入者に限定されており、社会経済的要因や身体活動量の面で当時の日本国民全体と照らし合わせて代表性があるとは言えない。また、1995 年から 2007 年の研究であり、現在の状況に外挿できる保証はない。特に動脈硬化性疾患のリスク管理については、薬物療法として重要な位置を占めるスタチンや ACE 阻害薬が本研究実施時点で既に臨床で使用されており、現在と比較して予防医学の医療費には大きな変化があるとは考えない。しかし癌や自己免疫疾患の領域において非常に高額な生物学的製剤が利用可能となった事、また後発医薬品の普及などは本研究の追跡期間以降であり、医療費の構造、すなわちどの種の疾患、どの種の薬剤

がどれだけ医療費に寄与しているかという割合、が変わってきている可能性がある。

なお日本の基本健診は 2008 年から特定健診へと変更され、メタボリックシンドロームの発見に力点を置く、事後指導を強化するなどの変更がなされている。本論文はこの新たな健診システムの医療費への有益性に直接支持を与えるものではない。

日本以外の地域にこの結果を適用するための一般化可能性は更に制限される。健診制度の面では、日本では本コホート研究が開始される 10 年以上前から法律に基づいて健診が開始されており、住民への周知や健診を行う側のノウハウが蓄積された状態での研究である。そのため新規にシステムを構築した地域で即座に本研究のような効果が得られる保証はない。また国家の違いが健診の費用対効果に与える影響が大きいことはシミュレーション研究で示されている³²⁾。したがって、本研究結果の一般化可能性、特に日本以外への適用は非常に限定的である。

IX. 今後の展望

本研究の結果は健診制度が将来の医療費に対し抑制的に働くことを示唆するものである。しかしながら先述の如く一般化可能性への制限もあり、現時点で健診が有益か無益かという議論に性急な結論を求めないことが重要である。先に述べたように RCT において死亡率に良い影響をもたらさなかったことが報告されたが、RCT が抱える自己選択バイアスの問題、また医療費のような死亡率以外のアウトカム、これら

に着目することも重要である。健診の廃止を検討する者も、継続あるいは開始しようとする者も、何を目的として行うのかを明確にした上で効果の測定と比較検討を継続的に行わなければ、エビデンスに基づいた政策決定にはならない。その点において、2008 年から英国で始まった NHS health check が今後新たな知見をもたらすことが期待される³³⁾。健診の先進国である日本も、時代の変遷に合わせ健診が医療費等に与える影響を継続的に評価・報告し、世界に向けて発信すべきである。本研究のように非受診者の健康関連情報を入手することは RCT の遂行と同等あるいはそれ以上に困難を極めると予想されるが、RCT 以上に真実に迫る情報を与えるはずである。

その他に検討すべき点としては、複数の項目がバンドルとして同時に実施される健診のうち、いずれの要素が医療費に抑制的に寄与したのかを明らかにするというテーマがある。検査の一つ一つを見れば生命予後についてのエビデンスを欠くものもあるが、将来の医療費をアウトカムとした研究が個別に行われている項目はほとんどない。この疑問に答えるには一つ一つの健診項目を個別に曝露要因とした研究を行うか、主に健診項目の内容だけに異質性がある複数の研究を統合して解析することが求められる。また費用対効果の面で適切な対象者および健診受診間隔を明らかにする試みも重要である。

7. 結論

2000 年前後の日本において、基本健診受診群は特性をマッチさせた非受診群と比べ受診後 2–11 年にわたり有意に一人あたり積算医療費が低額であり、その差は最大で約 10 万円、相対比で 7%であった。12 年間の積算医療費では統計学的有意性は認めなかったものの、点推定値においてなお健診受診群のほうが約 7 万円低額であった。結果の解釈にあっては、受診時の年齢により医療費への影響が異なる可能性や、繰り返し健診を受診することの影響、また制限された一般化可能性に注意を払う必要がある。しかしながら本研究は高騰する国民医療費への対策として健診制度が長期にわたって有効である可能性を示した初の研究であり、さらなる追認が期待される。

8. 謝辞

本研究の遂行ならびに本論文の作成にあたり、ご指導をいただきました東北大学大学院医学系研究科 医科学専攻情報健康医学講座公衆衛生学分野 辻一郎教授に心より深謝申し上げます。また同教室 遠又靖丈講師、菅原由美助教、そして大崎国保コホート研究の開始から今日まで綿密なコホート管理に携わって来られた多くの先輩方、教室秘書の皆様に深謝申し上げます。特に、帝京大学医学部衛生学公衆衛生学講座 大久保孝義教授、東北メディカル・メガバンク機構 予防医学・疫学部門個別化予防・疫学分野 寶澤篤教授には基礎論文作成を含めてご指導を賜りましたことに重ねて感謝を申し上げます。最後に、大崎国保コホート研究に参加された地域住民の皆様、運営にご尽力いただいた宮城県保健福祉部、宮城県国民健康保険団体連合会、宮城県大崎保健所、関連市町村、(財)宮城県対がん協会、(財)宮城県成人病予防協会、(財)宮城県予防医学協会、そして本研究への助成をいただいた厚生労働省の関係各位に改めて感謝の意を表し、御礼を申し上げます。

9. 補遺

再現性・追試可能性を担保する目的で、SAS MACRO PSMATCH_MULTI²²⁾を用いたプロペンシティスコアマッチングにかかわる SAS プログラミングコードを記載した。本文3.IV および文献 22 も参照されたい。

```
proc logistic data=dataset descending;
```

```
model kenshin2/*註1*/ =  
smoke2 smoke3 smoke9  
bmi1 bmi2 bmi4 bmi9  
sanpo1 sanpo2 sanpo9  
sleep1 sleep3 sleep9  
marital2 marital3 marital9  
sake2 sake3 sake9  
gaku1 gaku2 gaku9  
age2  
male  
child0 child1 child2 child3  
jumyo1 jumyo3 jumyo9  
kenkou2 kenkou3 kenkou4 kenkou9  
stress1 stress3 stress9  
ikigai1 ikigai3 ikigai9  
job2 job3 job9  
diet1 diet9  
oyatsu2 oyatsu3 oyatsu9  
breakf1 breakf9  
pasmhome2 pasmhome3 pasmhome9  
sports2 sports3 sports9  
drug2 drug3 drug9  
mother1 mother9
```

```

father1 father9
town2 town3 town4 town5 town6 town7 town8 town9 town10 town11
town12 town13 town14
fhapo fhht fhdm fhherz fhcan phami phapo phht phdm
pre12c
scjun scmk sclk scck; /*註2*/
output out=ps_strata
    pred = prob_treat;
run;
/*註3*/
/* Separate patients treated with the drug from untreated
patients */
data prop_score_treated
prop_score_untreated;
set ps_strata;
if kenshin2/*註1*/ = 1 then output prop_score_treated;
else if kenshin2/*註1*/ = 0 then output prop_score_untreated;
run;
/* 1:2 Matching with an absolute difference between propensity
scores of 0.001 */
%psmatch_multi(pat_dsn = prop_score_treated,
pat_idvar = id,
pat_psvar = prob_treat,
cntl_dsn = prop_score_untreated,
cntl_idvar = id,
cntl_psvar = prob_treat,
match_dsn = matchtrio/*註4*/,
match_ratio=_2/*註5*/,
score_diff = _0.001/*註6*/,
seed = _8123/*註7*/
);

```

註 1 : 1995 年の基本健診受診の有無を表す二値変数の変数名。

註 2 : プロペンシティスコアを推定するためのロジスティック回帰に投入した変数名。

註 3 : ここで文献 22 にあるマクロコード%psmatch_multi を読み込む。

註 4 : マッチングの結果を示す新たなデータセットの名前。任意に設定可能。

註 5 : マッチング比率を設定する部分。任意に設定可能。ここで代入する数値を N と

すると、註 1 の変数が 1 をとる集団 : 註 1 の変数が 0 をとる集団 = 1 : N の

マッチドコホートを構成する。

註 6 : マッチ者同士のプロペンシティスコアの許容差分を設定する部分。任意に設定可能。

註 7 : マッチングを行う際の乱数生成を規定する変数。任意に設定可能。ここでは恣

意性を避けるため前もって設定した、所属教室の内線番号を使用した。この数字

を同じく入力すればマッチングの結果は常に同じものとなるため、再現性が担保

される。この数字を設定しないでマッチングを実行することも可能であるが、そ

の場合同じデータセットで同じプログラムコードを用いてもマッチングの結果

は毎回違うものとなるため注意が必要である。

10. 文献

1. Krogsgaard LT, Jorgensen KJ, Gronhoj Larsen C, Gotzsche PC. General health checks in adults for reducing morbidity and mortality from disease: Cochrane systematic review and meta-analysis. *BMJ* 2012;345:e7191.
2. Jorgensen T, Jacobsen RK, Toft U, Aadahl M, Glumer C, Pisinger C. Effect of screening and lifestyle counselling on incidence of ischaemic heart disease in general population: Inter99 randomised trial. *BMJ* 2014;348:g3617.
3. Si S, Moss JR, Sullivan TR, Newton SS, Stocks NP. Effectiveness of general practice-based health checks: a systematic review and meta-analysis. *Br J Gen Pract* 2014;64:e47-53.
4. Boulware LE, Marinopoulos S, Phillips KA, et al. Systematic review: the value of the periodic health evaluation. *Ann Intern Med* 2007;146:289-300.
5. Mehrotra A, Prochazka A. Improving Value in Health Care--Against the Annual Physical. *N Engl J Med* 2015;373:1485-7.

6. Goroll AH. Toward Trusting Therapeutic Relationships--In Favor of the Annual Physical. N Engl J Med 2015;373:1487-9.
7. Himmelstein DU, Phillips RS. Should We Abandon Routine Visits? There Is Little Evidence For or Against. Ann Intern Med 2016;164:498-9.
8. 特定健診・保健指導の医療費適正化効果の検証のためのワーキンググループ.
<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-hoken.html?tid=129200> (最終アクセス日: 2016年12月7日)
9. Tatara K, Shinsho F, Suzuki M, Takatorige T, Nakanishi N, Kuroda K.
Relation between use of health checkups starting in middle age and demand for inpatient care by elderly people in Japan. BMJ 1991;302:615-618.
10. Ren A, Okubo T, Takahashi K. Comprehensive periodic health examination: impact on health care utilization and costs in a working population in Japan. J Epidemiol Community Health 1994;48:476-81.
11. 竹内清美. 老人保健事業による基本健康診査受診と国保医療費との関連. 日本衛生学雑誌 2002;56:673-81.

12. Burton LC, Steinwachs DM, German PS, et al. Preventive services for the elderly: would coverage affect utilization and costs under Medicare? Am J Public Health 1995;85:387-91.
13. Morrissey JP, Harris RP, Kincade-Norburn J, et al. Medicare reimbursement for preventive care. Changes in performance of services, quality of life, and health care costs. Med Care 1995;33:315-31.
14. Patrick DL, Grembowski D, Durham M, et al. Cost and outcomes of Medicare reimbursement for HMO preventive services. Health Care Financ Rev 1999;20:25-43.
15. Tsuji I, Nishino Y, Ohkubo T, et al. A prospective cohort study on National Health Insurance beneficiaries in Ohsaki, Miyagi Prefecture, Japan: study design, profiles of the subjects and medical cost during the first year. J Epidemiol 1998;8:258-63.
16. 辻一郎. 厚生科学研究費補助金（地域保健対策総合研究事業）地域保健サービスの効果評価に関する大規模コホート研究. 平成6年ベースライン調査報告書. 東北大学医学部公衆衛生学教室発行. 1996.
17. 財団法人厚生統計協会. 国民衛生の動向. 3.3.3老人保健. 厚生の指標. 1995;9:122-33.

18. 厚生省老人保健福祉局老人保健課. 老人保健法による健康診査マニュアル. 1.3. 基本健康診査の実施方法. 日本医事新報社, 1996:21-91.
19. Culica D, Rohrer J, Ward M, Hilsenrath P, Pomrehn P. Medical checkups: who does not get them? Am J Public Health 2002;92:88-91.
20. 築島 恵理, 高橋 恭子, 矢野 公一, 森 満. 所得状況による特定健康診査の受診行動と関連する因子の検討 所得の指標として市民税課税層と非課税層の相違に着目して. 日本公衆衛生雑誌 2012;59:810-21.
21. Dryden R, Williams B, McCowan C, Themessl-Huber M. What do we know about who does and does not attend general health checks? Findings from a narrative scoping review. BMC Public Health 2012;12:723.
22. Fraeman KH. An Introduction to Implementing Propensity Score Matching. NESUG 2010.

<http://www.lexjansen.com/nesug/nesug10/ad/ad05.pdf> (最終アクセス日: 2016年12月7日)
23. Austin PC. Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of baseline covariates between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples. Stat in Med 2009;28:3083-107.

24. Yang D, Dalton JE. A Unified Approach to Measuring the Effect size between Two Groups Using SAS. SAS Global Forum 2012.
<http://www.lerner.ccf.org/qhs/software/lib/stdiff.pdf> (最終アクセス日: 2016年12月7日)
25. Lin DY, Feuer EJ, Etzioni R, Wax Y. Estimating medical costs from incomplete follow-up data. *Biometrics* 1997;53:419-34.
26. Censored Cost Data. in: Gray AM, Clarke PM, Wolstenholme JL, et al. eds. *Applied Methods of Cost-effectiveness Analysis in Health Care*. New York, United States: Oxford University Press, 2011:156-63.
27. Hozawa A, Kuriyama S, Watanabe I, et al. Participation in health checkups and mortality using propensity score matched cohort analyses. *Prev Med* 2010;51:397-402.
28. de Simone G, Izzo R, Verdecchia P. Are observational studies more informative than randomized controlled trials in hypertension? Pro side of the argument. *Hypertension*. 2013;62:463-9.
29. van Staa TP, Leufkens HG, Zhang B, Smeeth L. A comparison of cost effectiveness using data from randomized trials or actual clinical practice: selective cox-2 inhibitors as an example. *PLoS Med* 2009;6:e1000194.

30. Langham S, Thorogood M, Normand C, Muir J, Jones L, Fowler G. Costs and cost effectiveness of health checks conducted by nurses in primary care: the Oxcheck study. *BMJ* 1996;312:1265-8.
31. Tsuji I, Fukao A, Sugawara N, Shoji T, Kuwajima I, Hisamichi S. Cost-effectiveness analysis of screening for gastric cancer in Japan. *The Tohoku J Exp Med* 1991;164:279-84.
32. Schuetz CA, Alperin P, Guda S, et al. A standardized vascular disease health check in europe: a cost-effectiveness analysis. *PloS One* 2013;8:e66454.
33. Artac M, Dalton AR, Majeed A, Car J, Millett C. Effectiveness of a national cardiovascular disease risk assessment program (NHS Health Check): results after one year. *Prev Med* 2013;57:129-34.

11. 図

図1．研究対象者の選定、層別化、マッチングの経過．

図2．1：2 マッチドコホートにおける基本健診受診群と非受診群の
Kaplan-Meier 生存曲線．

図3．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）
の推移．

図4．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）
の推移．

図5．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費および積算入院
医療費の群間差（絶対差）の推移．

図6．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費および積算入院
医療費の群間差（相対差）の推移．

図7．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）
の推移．動脈硬化性疾患既往の有無別に見た結果．

図8．基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）
の推移．動脈硬化性疾患既往の有無別に見た結果．

図 9. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）

の推移.ベースライン時点で 45－64 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

図 10. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）

の推移.ベースライン時点で 45－64 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

図 11. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）

の推移.ベースライン時点で 65－79 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

図 12. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）

の推移.ベースライン時点で 65－79 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

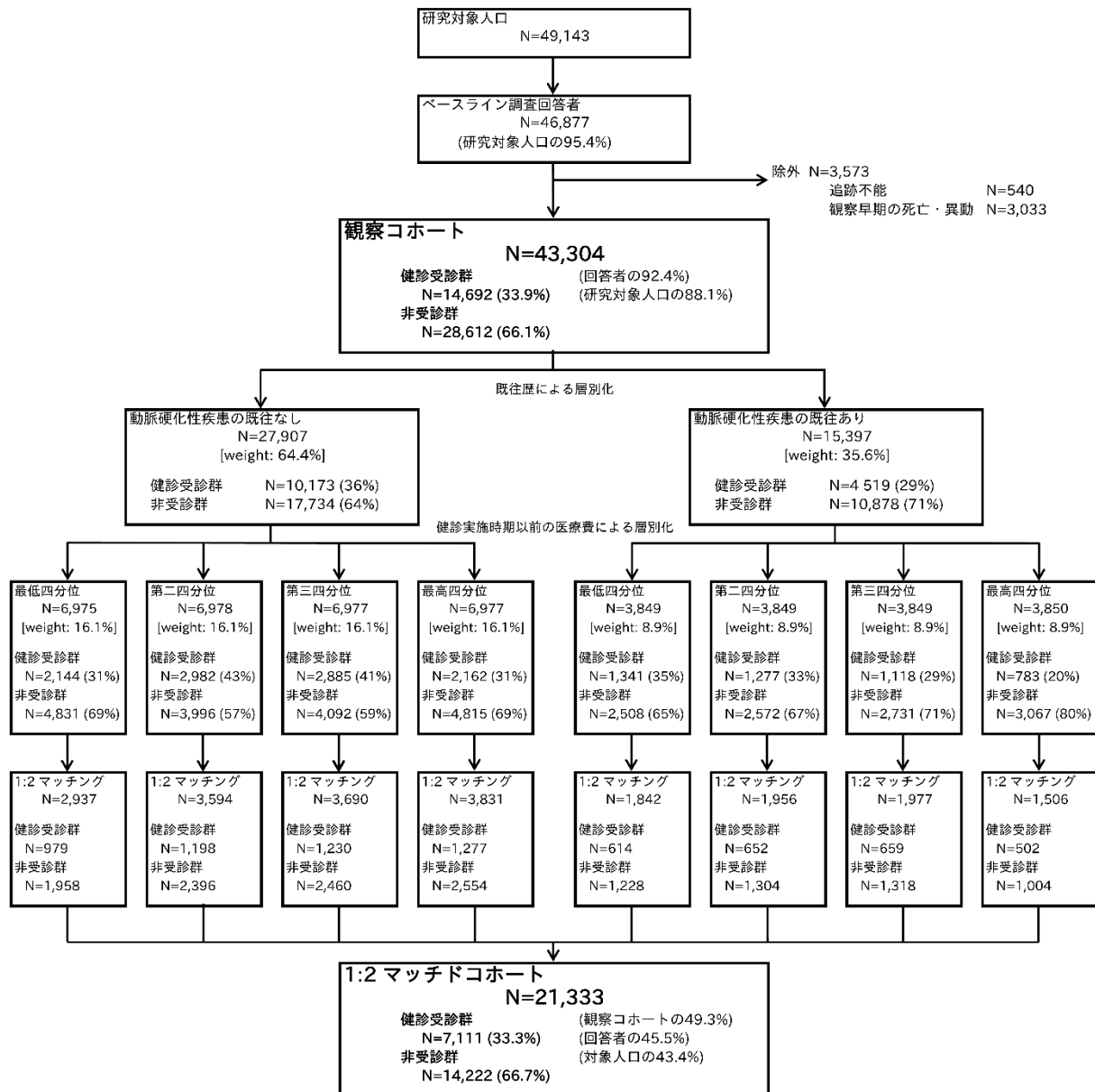
図 13. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）

の推移. 感度分析の結果.

図 14. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）

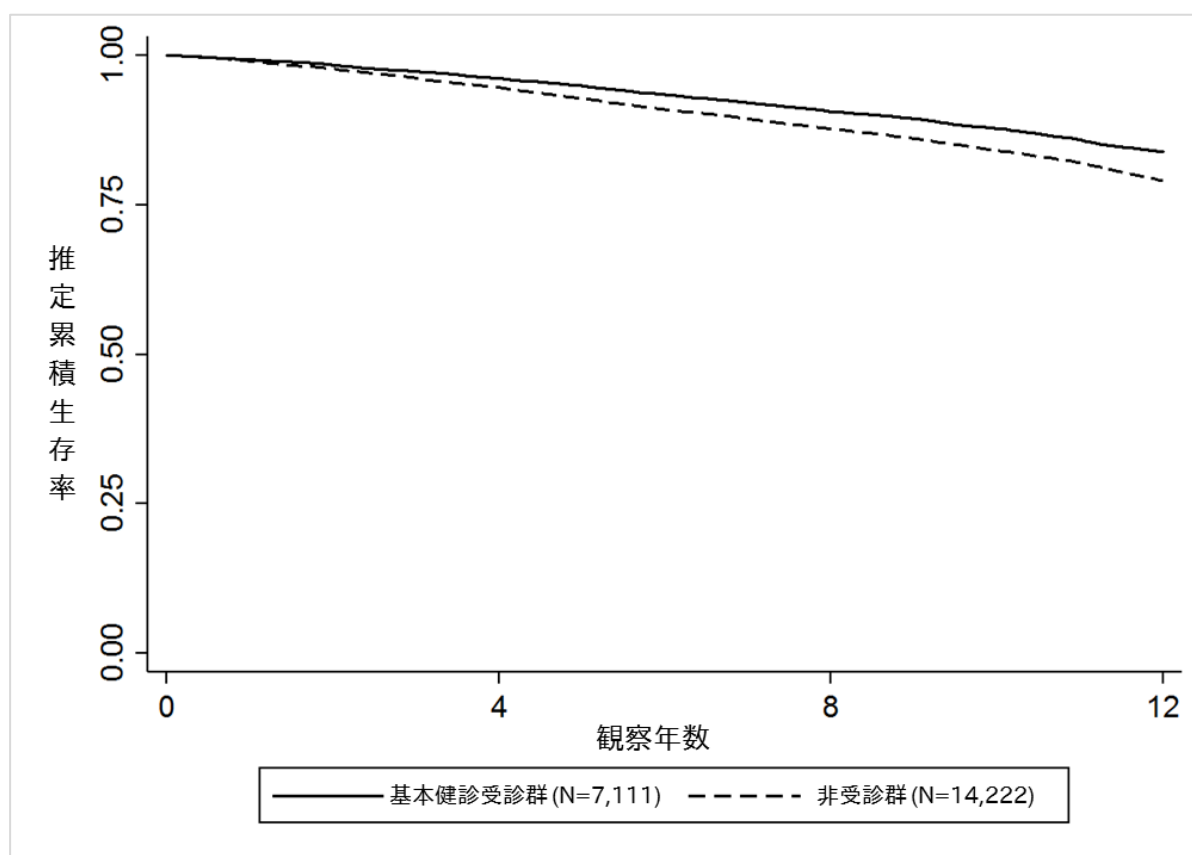
の推移. 感度分析の結果.

図1. 研究対象者の選定、層別化、マッチングの経過.



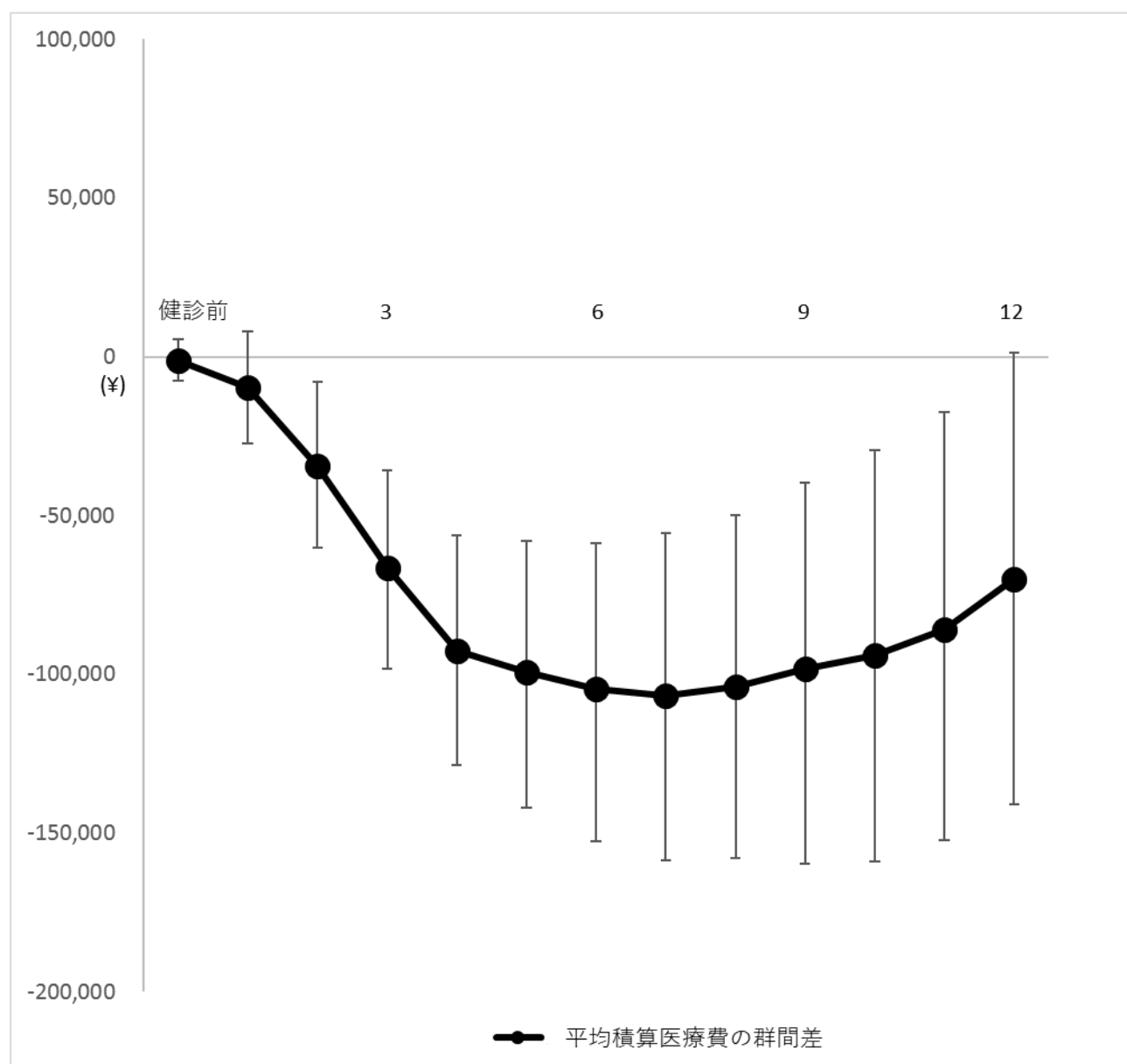
動脈硬化性疾患の既往は高血圧・糖尿病・心筋梗塞・脳卒中のいずれかの既往と定義した。weight は解析結果の統合に際しての各層のサンプリングウェイトを示す。

図2. 1 : 2 マッチドコホートにおける基本健診受診群と非受診群の Kaplan-Meier 生存曲線.



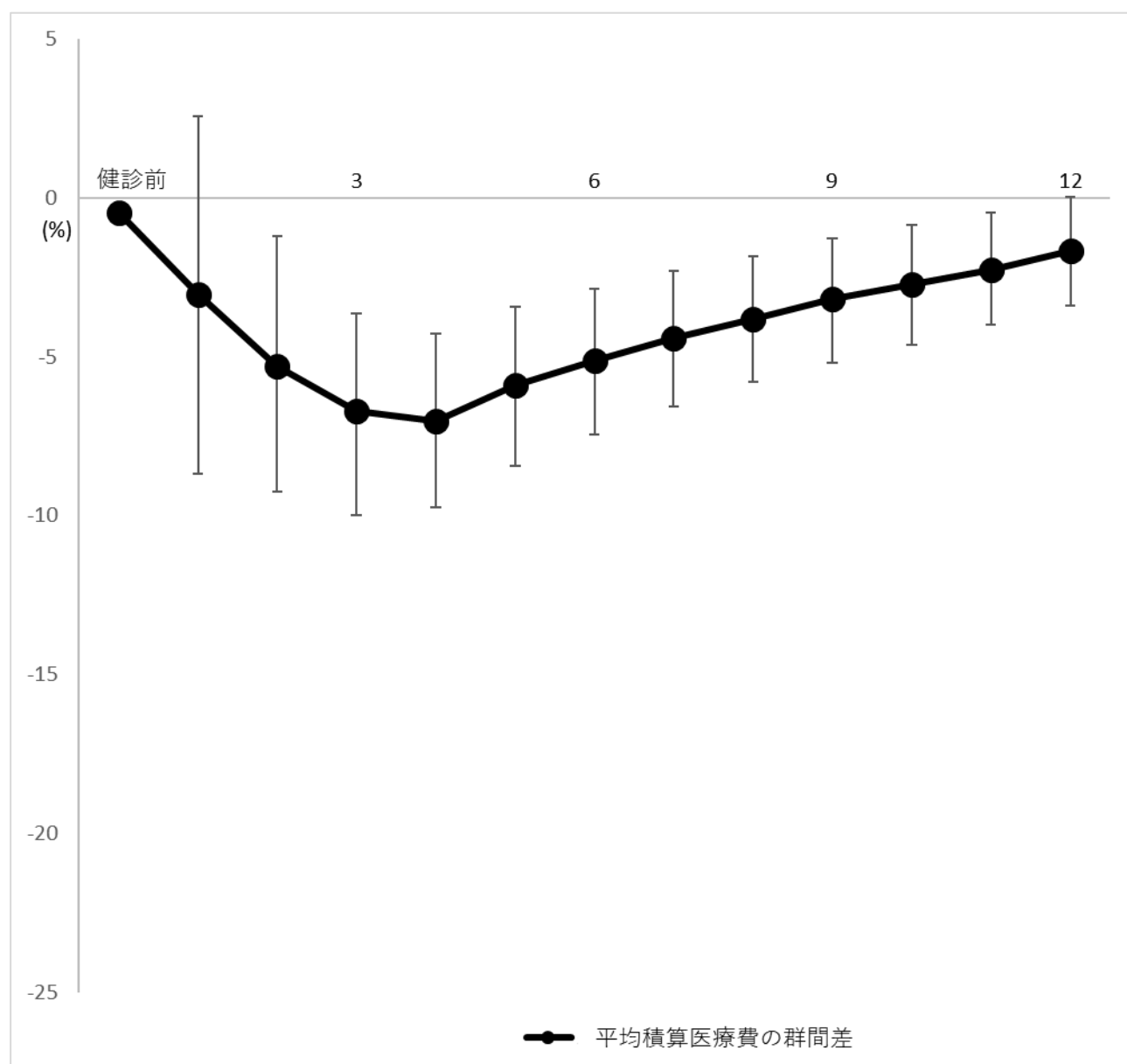
観察期間は1996年1月1日から2007年12月31日までの12年間。Cox比例ハザードモデルにより推定された基本健診受診群の非受診群に対する死亡ハザード比は0.75 (95%信頼区間: 0.70 – 0.80)であった。

図3. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）の推移.



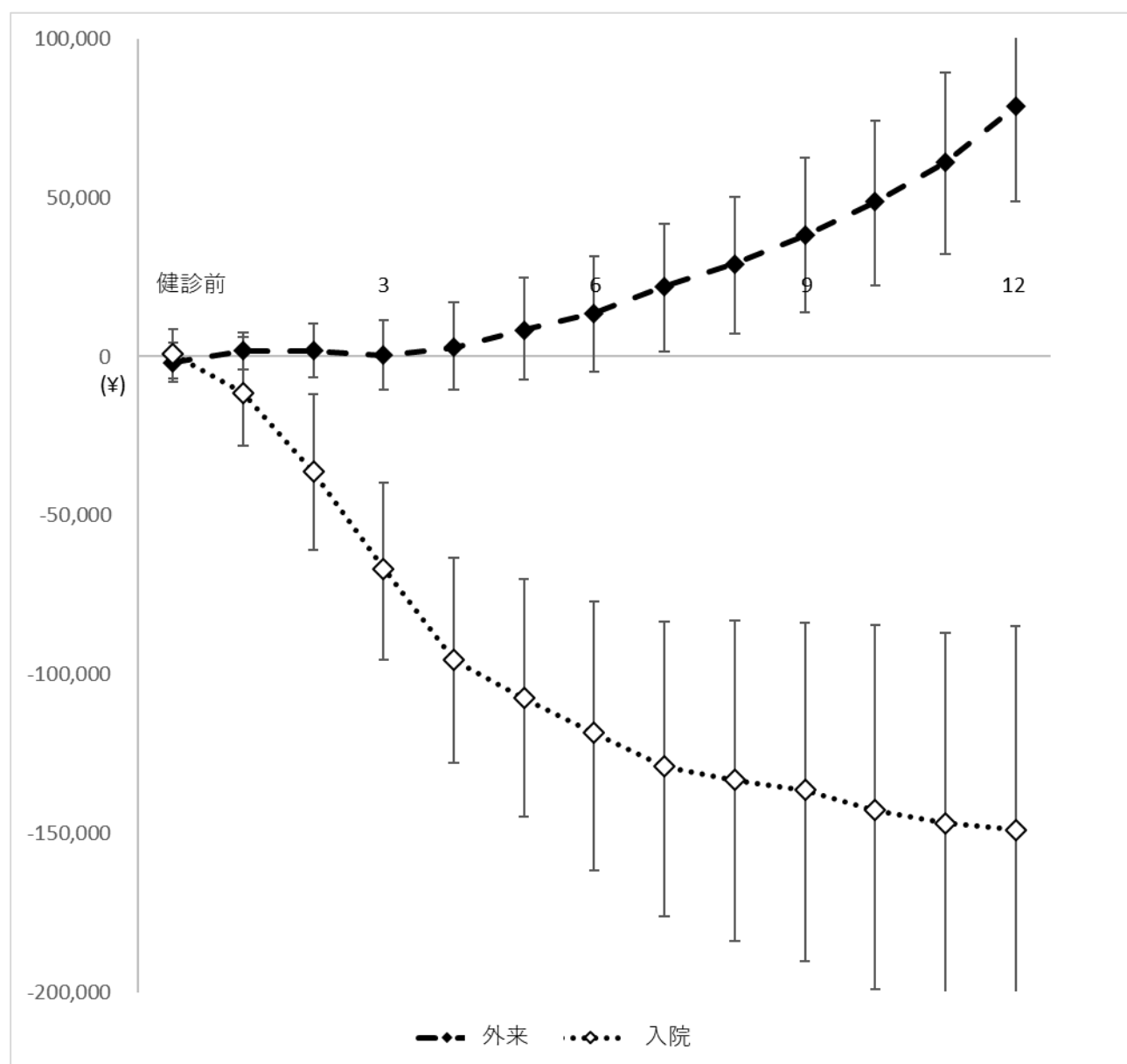
単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図4. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）の推移。



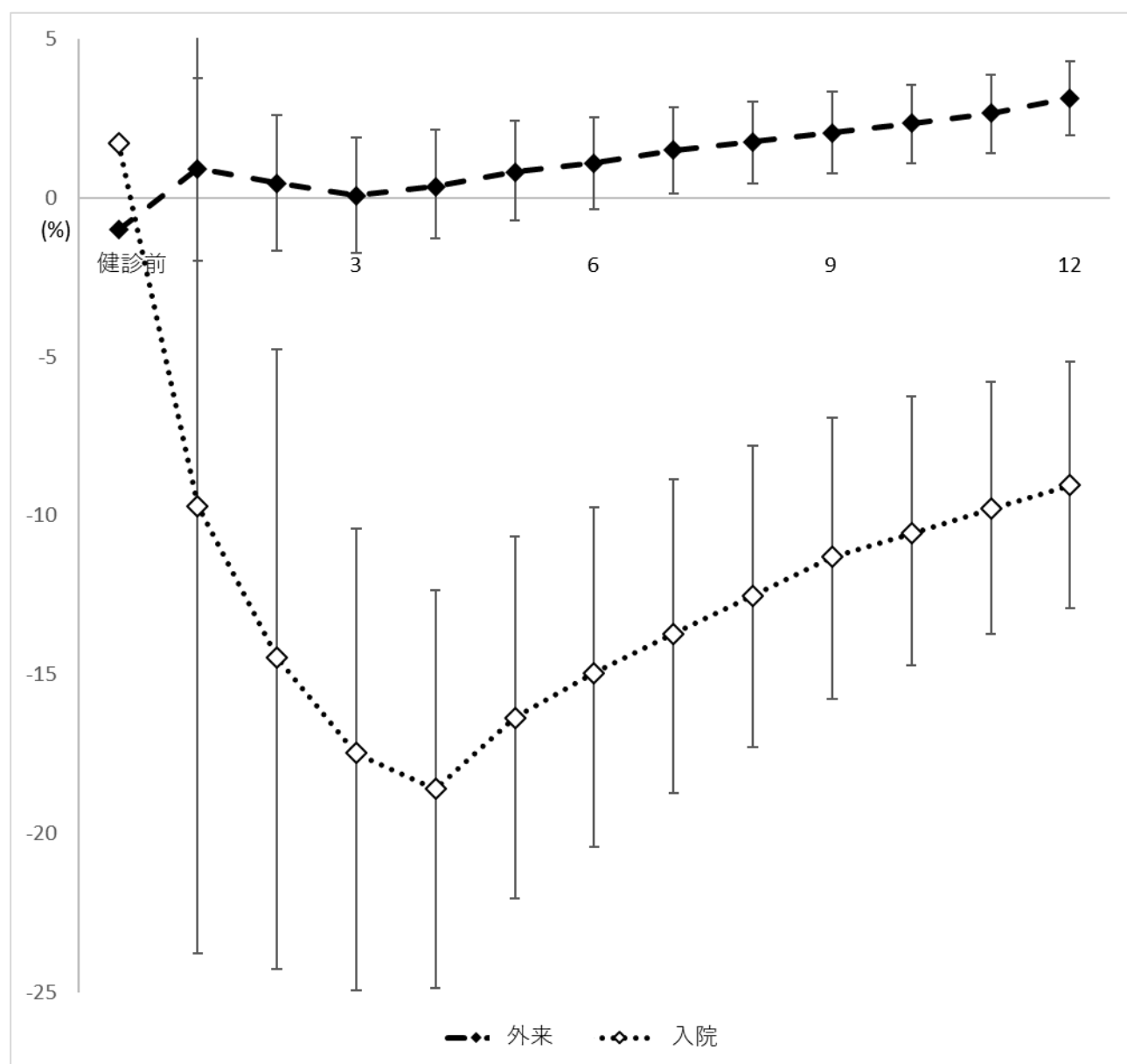
単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費) ×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図5. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費および積算入院医療費の群間差（絶対差）の推移。



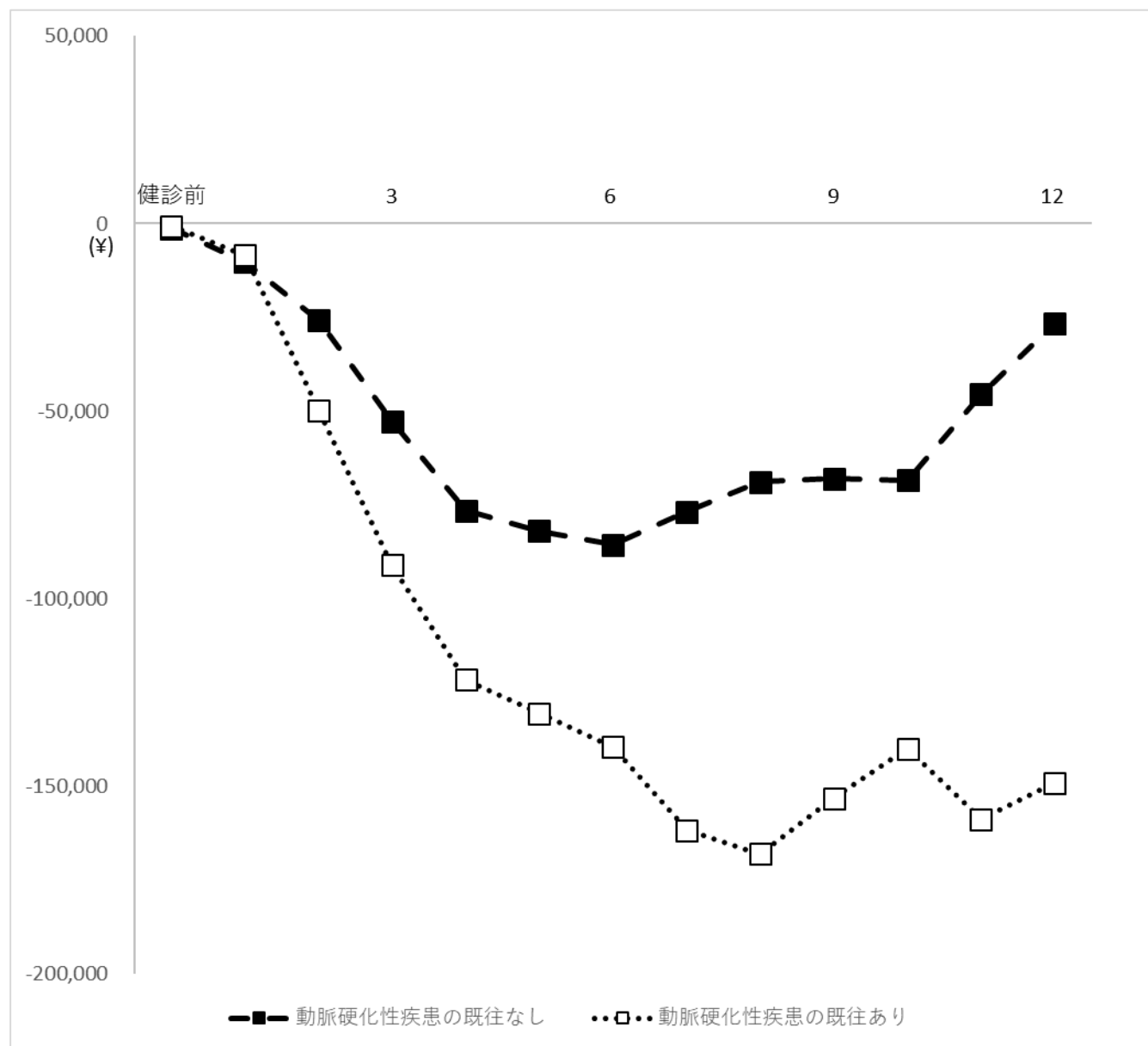
単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図6. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費および積算入院医療費の群間差（相対差）の推移。



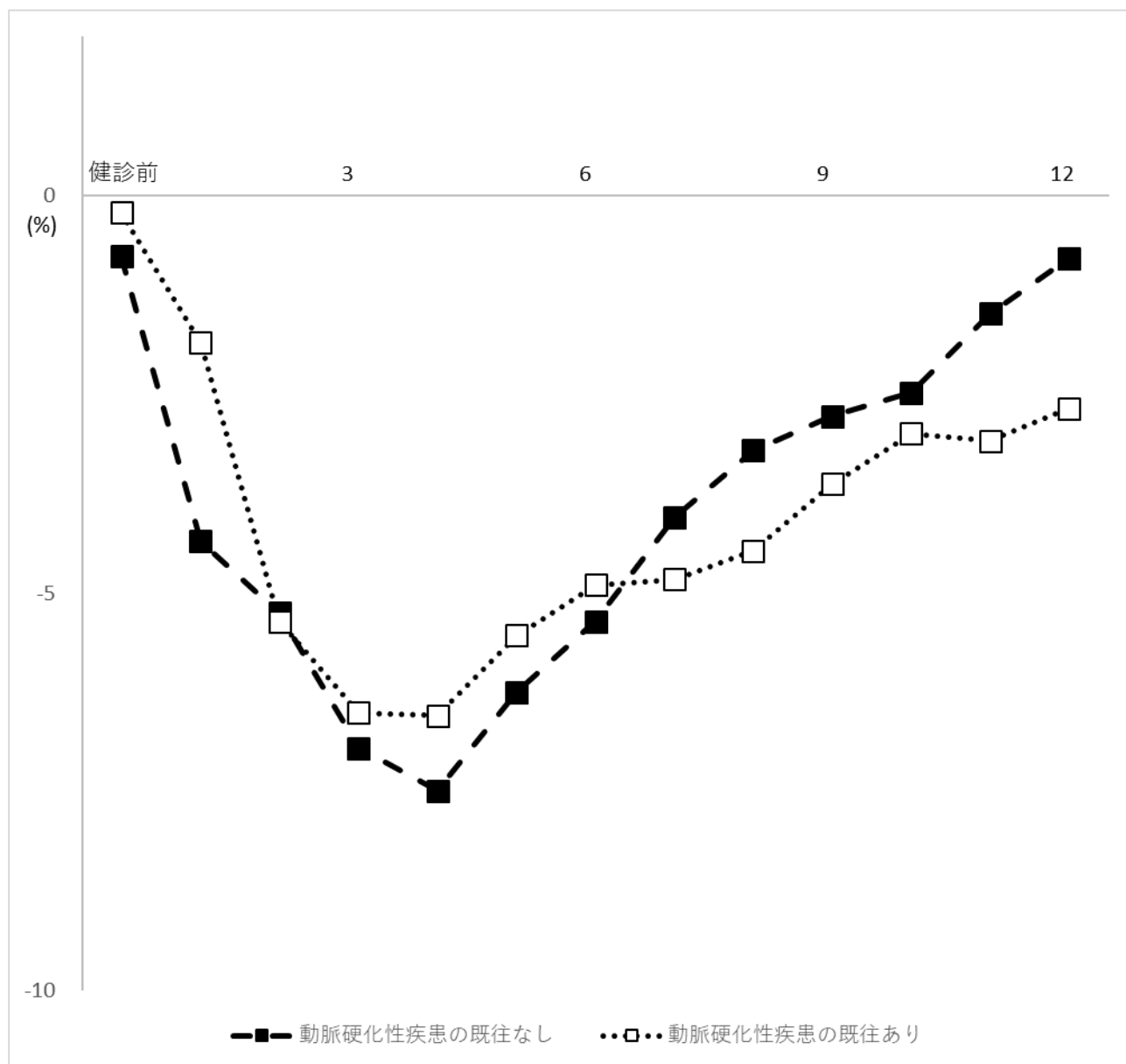
単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費) ×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図7. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）の推移。動脈硬化性疾患既往の有無別に見た結果。



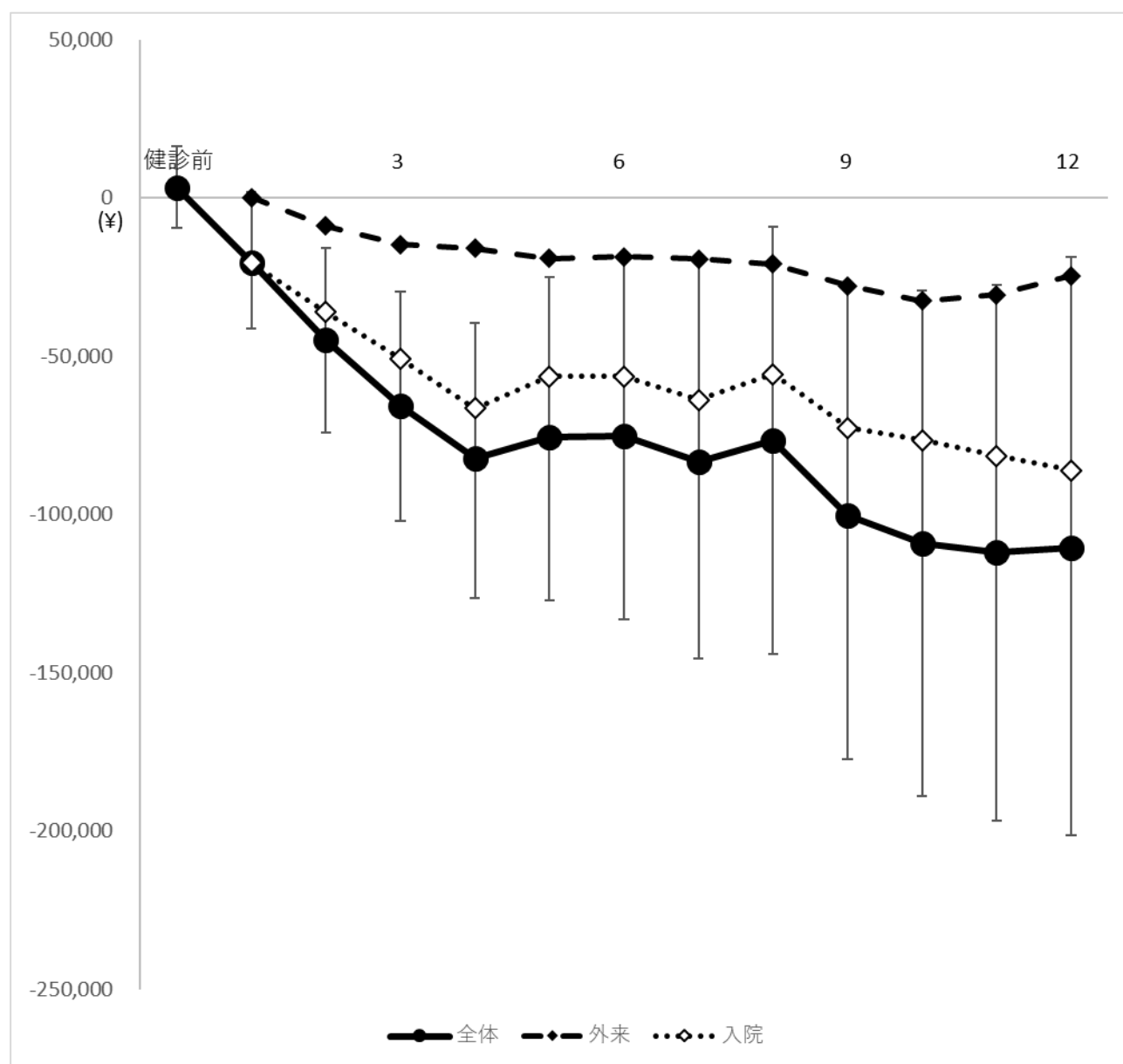
単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図8. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）の推移。動脈硬化性疾患既往の有無別に見た結果。



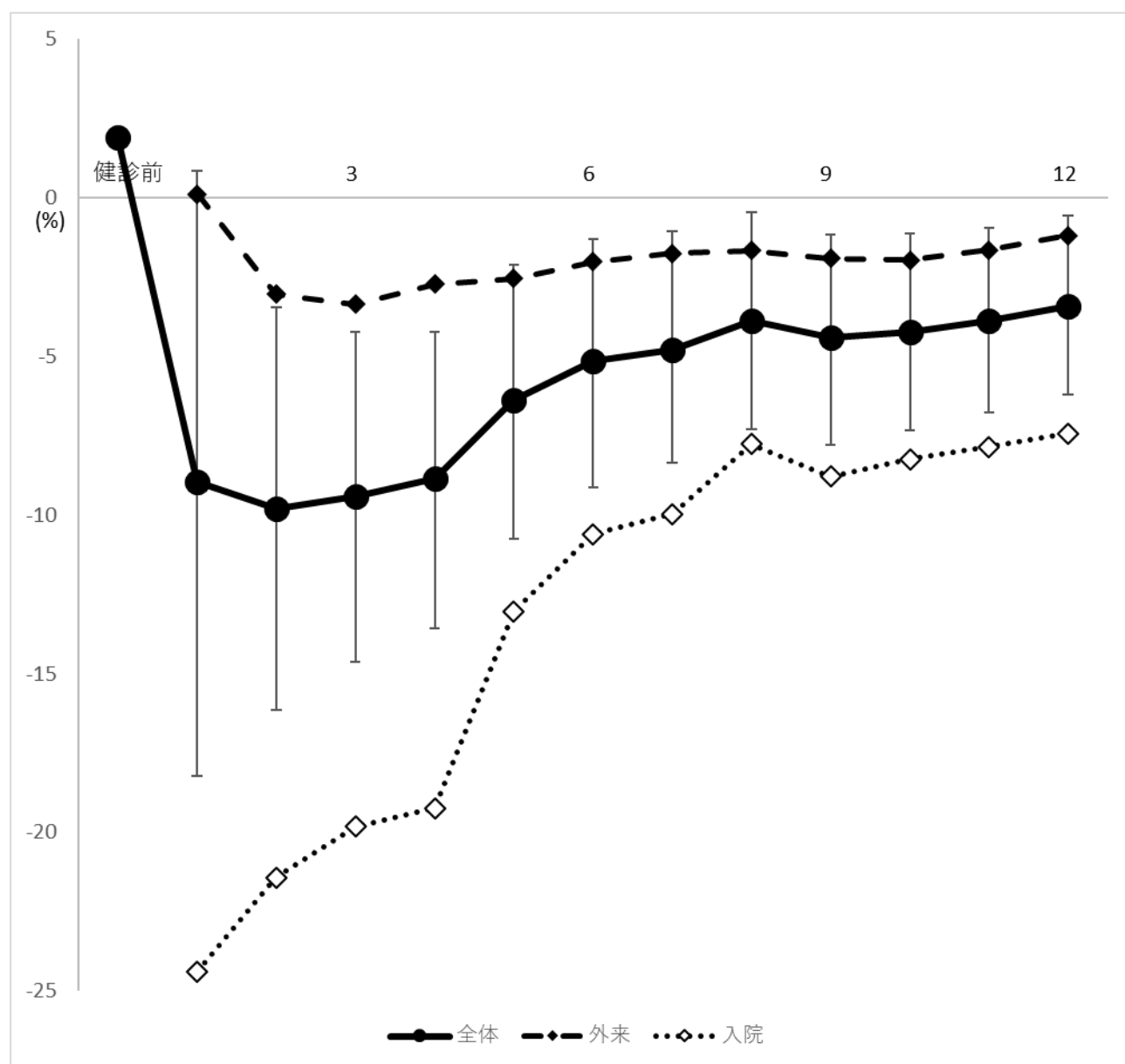
単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費) ×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図9. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）の推移. ベースライン時点で45-64歳の者のみを対象とした副次解析の結果.



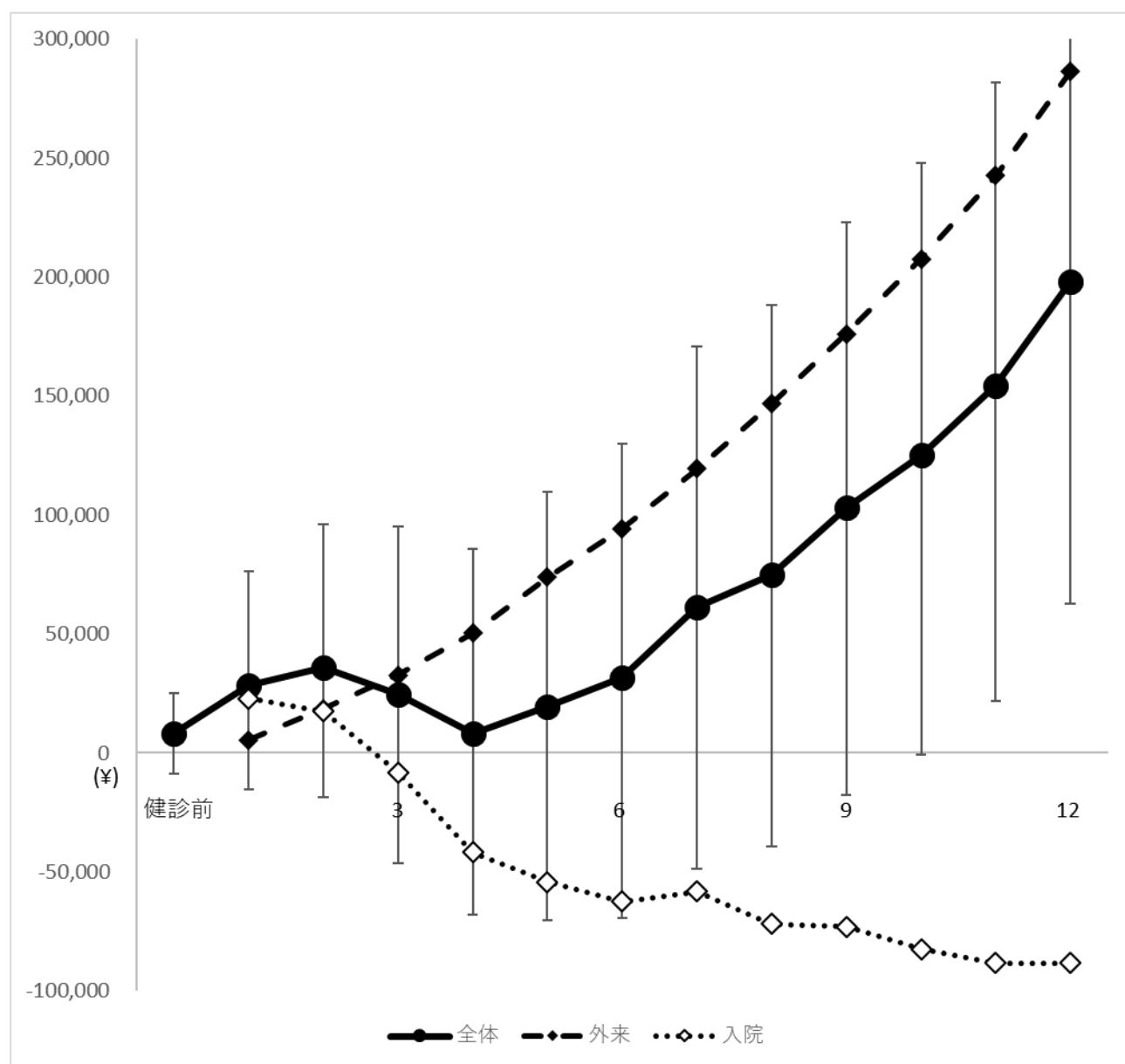
10,413人（健診受診群3,471人、非受診群6,942人）からなる1：2マッチドコホートにより解析。単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは外来・入院を合わせた全体の積算医療費の差額の95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセントイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図10. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）の推移。ベースライン時点で45－64歳の者のみを対象とした副次解析の結果。



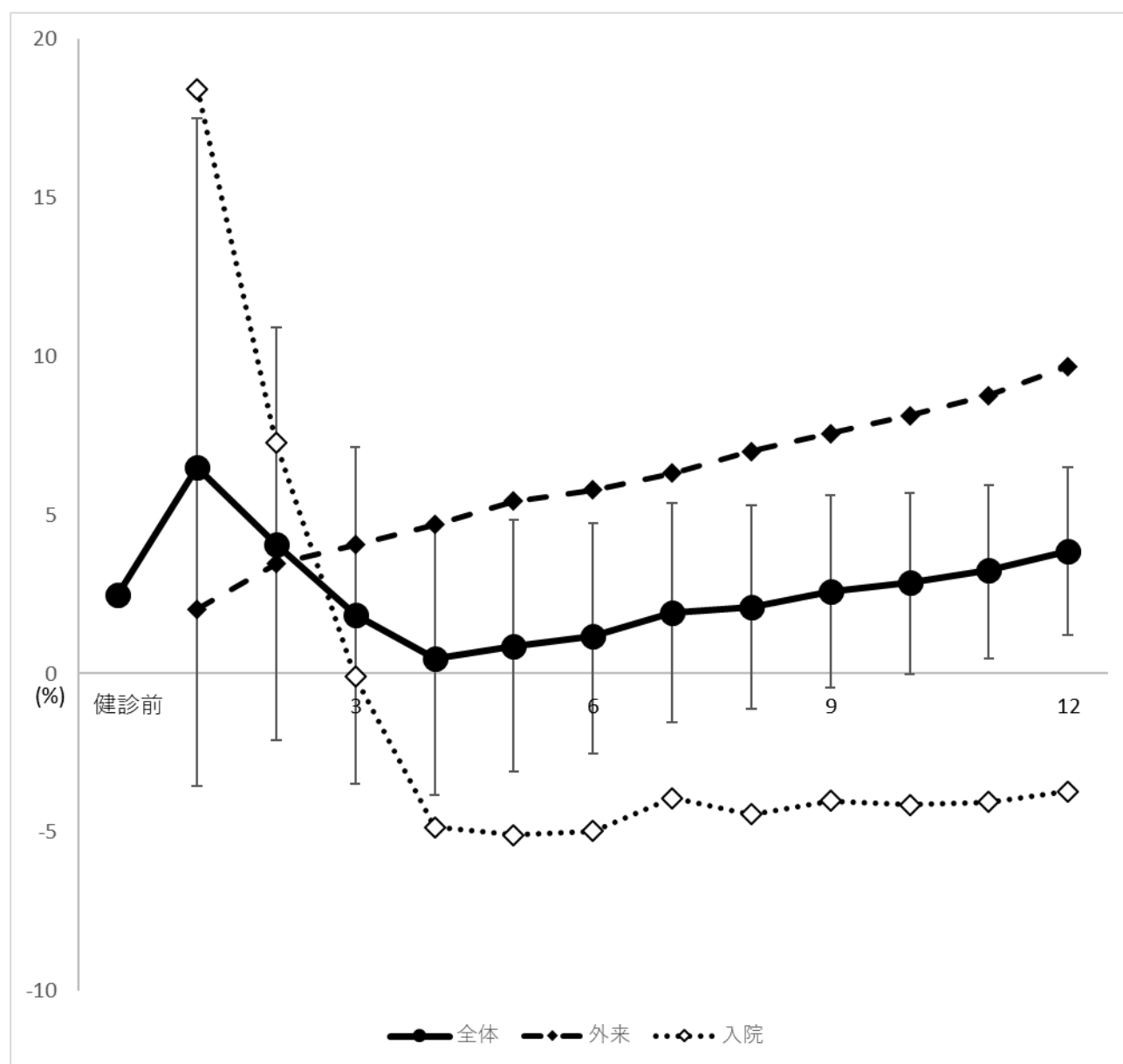
10,413人（健診受診群3,471人、非受診群6,942人）からなる1：2マッチドコホートにより解析。単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費)×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは外来・入院を合わせた全体の積算医療費の差額の95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図11. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）の推移。ベースライン時点で65－79歳の者のみを対象とした副次解析の結果。



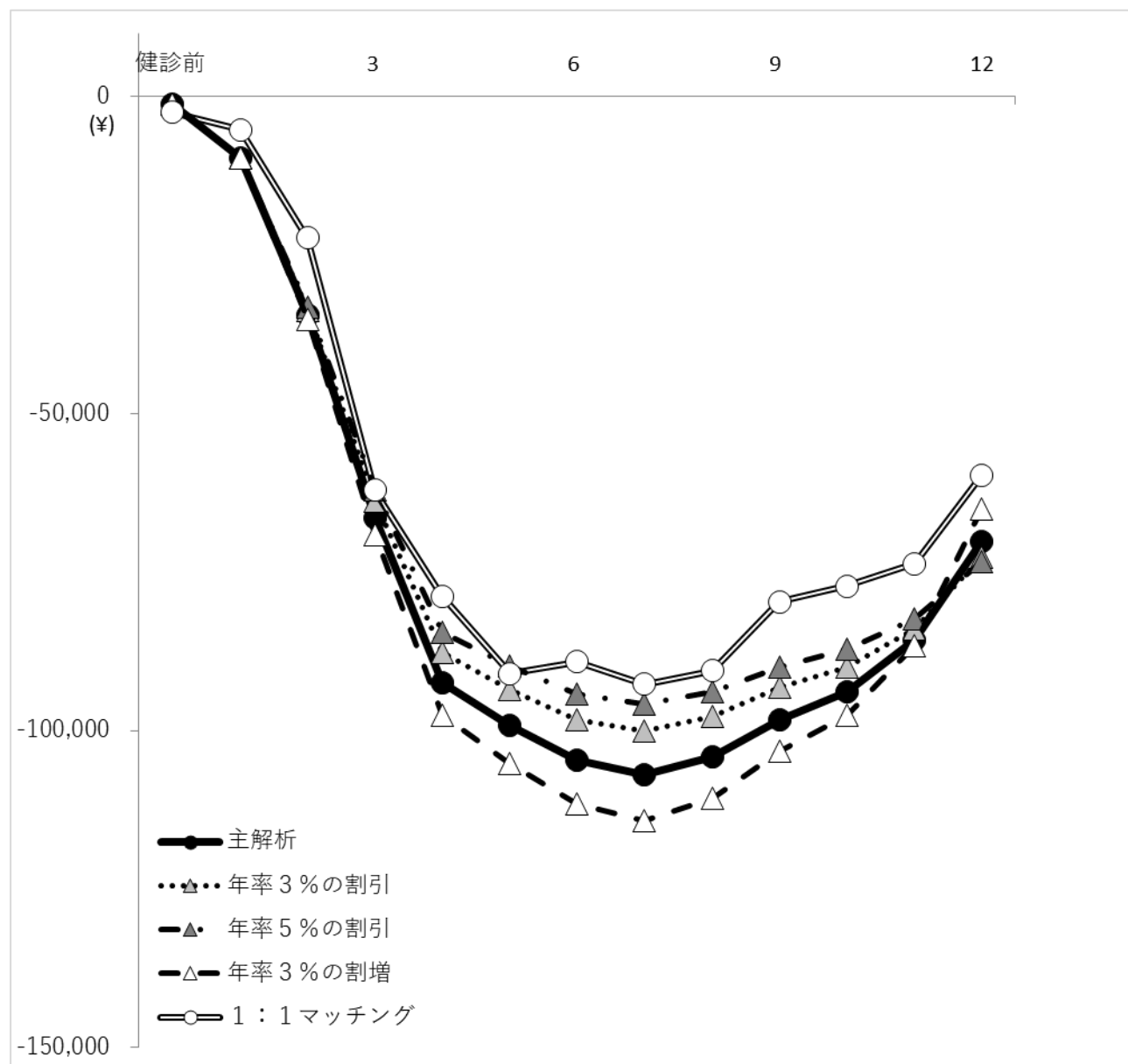
7,377人（健診受診群2,459人、非受診群4,918人）からなる1：2マッチドコホートにより解析。単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは外来・入院を合わせた全体の積算医療費の差額の95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図12. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）の推移。ベースライン時点で65－79歳の者のみを対象とした副次解析の結果。



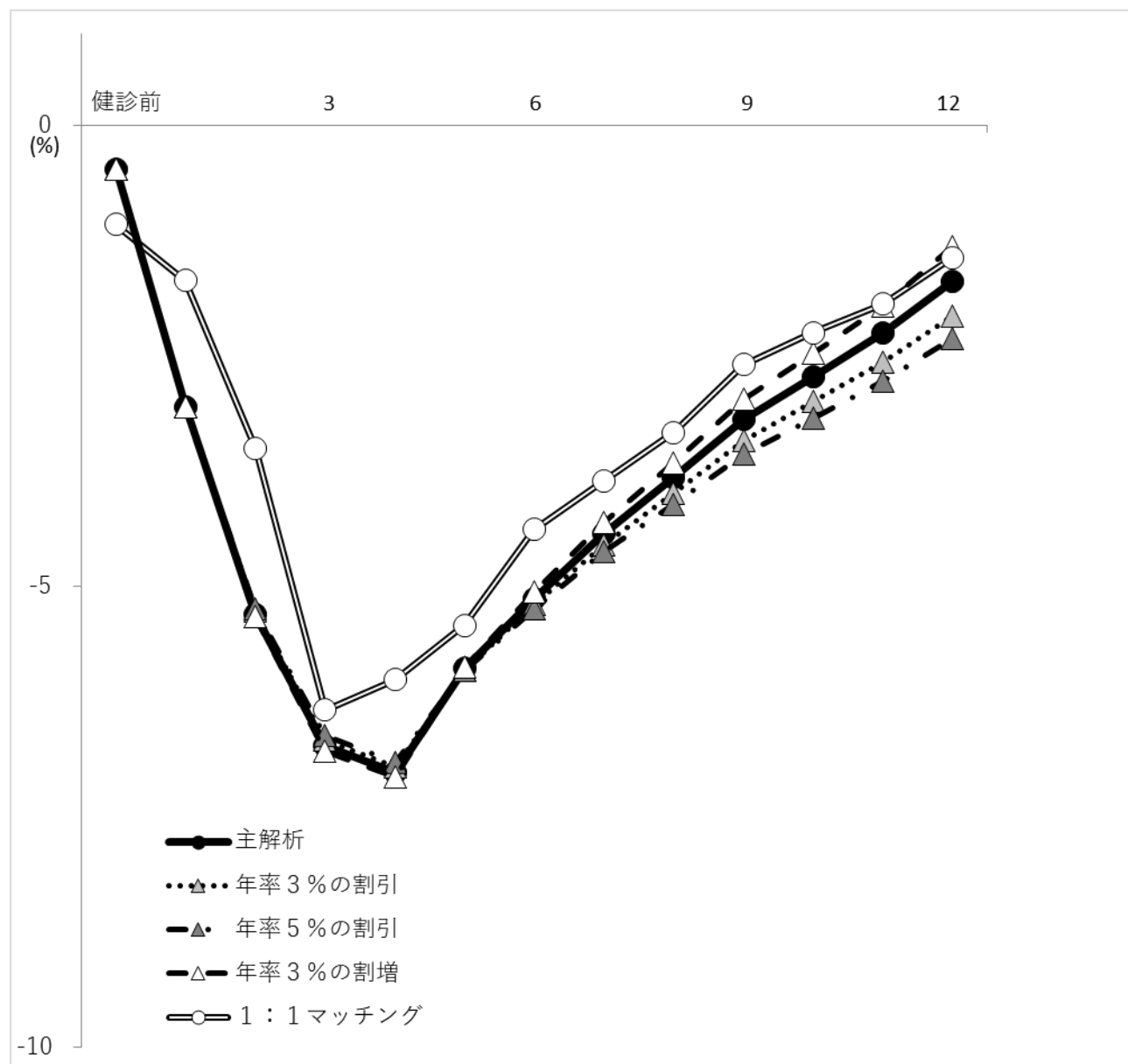
7,377人（健診受診群2,459人、非受診群4,918人）からなる1：2マッチドコホートにより解析。単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費) ×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。エラーバーは外来・入院を合わせた全体の積算医療費の差額の95%信頼区間を示し、その推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング2,000回）を用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図13. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（絶対差）の推移。感度分析の結果。



単位は円。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。1：1 マッチングでは20,028人（健診受診群10,014人、非受診群10,014人）からなるマッチドコホートにより解析した。それ以外の解析は主解析と同じ1：2 マッチドコホートを用いた。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

図14. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の群間差（相対差）の推移。感度分析の結果。



単位は%。相対差は(群間差/非受診群の平均積算医療費) ×100で定義し、負の値は基本健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。1:1マッチングでは20,028人(健診受診群10,014人、非受診群10,014人)からなるマッチドコホートにより解析した。それ以外の解析は主解析と同じ1:2マッチドコホートを用いた。曝露としての健診にかかった費用(1人あたり7,660円)を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

12. 表

表 1. 8つの層におけるプロペンシティスコア推定ロジスティック回帰モデルの詳細. 各予測因子のオッズ比、およびモデルのC統計量.

表 2. 基本健診受診群と非受診群の基本特性の分布、および群間差.

表 3. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移.

表 4. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費の推移.

表 5. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算入院医療費の推移.

表 6. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移. 動脈硬化性疾患の既往を持たない者のみの結果.

表 7. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移. 動脈硬化性疾患の既往を持つ者のみの結果.

表 8. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移.

ベースライン時点で 45–64 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

表 9. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移.

ベースライン時点で 65–79 歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

表1. 8つの層におけるプロペンシティスコア推定ロジスティック回帰モデルの詳細.

各予測因子のオッズ比, およびモデルのC統計量.

動脈硬化性疾患の既往 健診前医療費（四分位）	なし				あり			
	最低	第二	第三	最高	最低	第二	第三	最高
年齢（1歳あたり）	1.02	1.03	1.00	1.00	1.02	1.00	1.01	1.00
男性	0.49	0.60	0.66	0.78	0.91	0.82	0.90	1.07
Body Mass Index (Ref: 18.5 - 25)								
30以上	0.50	0.79	0.94	0.68	0.66	0.88	1.22	1.00
25 - 30	0.85	0.99	1.18	1.00	0.87	0.95	1.18	1.07
18.5未満	0.83	0.70	0.81	0.65	1.26	0.40	0.48	0.34
欠損	0.99	1.30	1.06	1.11	0.80	1.51	1.71	1.75
自己健康感 (Ref: 非常に健康)								
まあ健康	1.24	1.33	1.02	1.78	0.71	1.07	0.95	0.73
どちらともいえない	1.13	1.09	0.92	1.48	0.63	1.03	0.76	0.74
あまり健康ではない/不健康	1.11	0.95	0.74	1.10	0.58	0.76	0.75	0.61
欠損	0.90	1.17	0.93	1.68	1.09	1.29	1.13	1.81
日常のストレス (Ref: ふつう)								
多い	0.91	0.94	0.99	1.04	0.96	0.77	0.92	1.04
少ない	1.13	1.05	0.87	1.12	1.10	1.16	1.01	0.91
欠損	0.94	1.02	1.15	1.01	0.53	0.60	0.76	0.71
喫煙習慣 (Ref: 現在喫煙)								
過去喫煙	1.14	1.29	1.13	1.16	0.99	1.15	0.99	0.80
生涯非喫煙	1.06	1.20	1.07	1.08	1.28	1.14	1.18	1.15
欠損	1.00	1.19	1.35	1.18	1.25	0.99	1.12	1.16
家庭での受動喫煙 (Ref: ほとんど毎日)								
時々	1.14	1.15	1.16	1.07	0.96	0.95	1.01	1.51
ほとんどない	1.19	0.97	1.07	0.88	0.97	1.00	0.88	1.30
欠損	1.05	1.19	1.18	0.96	0.77	0.78	0.98	1.00
飲酒習慣 (Ref: 現在飲酒)								
過去飲酒	0.95	0.76	0.68	0.82	0.60	0.61	0.69	0.57
生涯非飲酒	0.91	0.92	0.95	0.96	0.83	0.95	0.82	0.69
欠損	1.21	1.05	0.79	0.96	1.21	1.29	0.99	0.77
1日平均歩行時間 (Ref: 1時間以上)								
30 - 60分	0.89	0.94	0.84	1.14	1.11	0.74	0.82	0.81
30分以下	1.05	1.16	1.04	1.18	1.20	1.01	1.03	0.83
欠損	1.08	1.36	0.87	1.26	1.21	1.01	0.85	1.06
余暇時間のスポーツ・運動 (Ref: 週5時間以上)								
週5時間未満	0.91	1.10	0.81	0.80	1.15	0.91	0.82	0.65
ほとんどしない	1.06	1.06	0.94	0.85	1.06	0.86	0.72	0.72
欠損	0.99	0.87	0.83	0.83	1.18	0.69	0.81	0.82

次ページへ続く

表1. (続)

動脈硬化性疾患の既往 健診前医療費（四分位）	なし				あり			
	最低	第二	第三	最高	最低	第二	第三	最高
一日の睡眠時間 (Ref: 6 - 9時間)								
6時間未満	0.66	0.97	0.69	0.90	0.75	1.23	1.18	0.86
9時間以上	1.01	0.90	0.99	0.81	0.87	0.79	0.98	0.78
欠損	1.20	1.18	0.82	0.93	0.85	0.75	0.73	0.58
婚姻状況 (Ref: 配偶者あり)								
離別・死別	0.78	0.95	0.85	0.80	0.86	0.85	0.82	1.10
未婚	0.55	1.05	0.72	1.27	0.64	0.61	1.22	1.11
欠損	0.79	0.86	1.07	1.26	1.22	1.25	0.89	1.05
子供の数 (Ref: 4人以上)								
なし	1.19	1.43	1.10	1.05	0.94	0.78	0.84	1.21
1人	1.06	1.13	0.85	1.02	0.86	0.78	0.89	0.86
2人	1.24	1.22	1.00	1.15	1.05	0.80	0.93	0.97
3人	1.32	1.21	1.11	1.29	1.05	0.86	0.99	1.36
父親 (Ref: 死亡)								
生存	0.99	1.05	1.01	1.08	0.88	1.17	0.68	1.41
欠損	0.95	0.89	0.73	1.04	0.85	1.56	0.77	1.90
母親 (Ref: 死亡)								
生存	0.86	0.80	1.08	1.00	0.97	1.03	1.04	1.19
欠損	1.12	1.61	1.40	0.73	0.87	0.47	0.86	0.89
教育歴 (Ref: 短大・大学)								
中学まで	1.10	1.10	0.94	0.88	0.85	1.21	0.77	1.36
高校まで	1.37	1.18	0.98	0.98	1.01	1.33	0.71	1.29
欠損	1.21	1.17	0.89	0.78	0.81	0.97	0.97	1.60
職業 (Ref: 無職・年金生活者)								
農業	1.24	1.12	1.28	1.31	1.11	1.57	1.38	1.45
農業以外	1.03	1.03	1.02	0.98	0.91	1.19	1.01	1.44
欠損	1.07	0.97	1.13	1.04	1.10	1.39	1.16	0.96
居住市町村 (Ref: 古川市)								
A町	1.41	1.17	1.09	1.41	1.25	1.44	2.14	1.97
B町	1.58	2.80	1.53	2.46	2.34	2.66	2.04	3.25
C町	2.07	1.50	2.26	2.22	1.47	2.49	2.52	4.31
D町	1.37	0.91	1.22	1.41	1.53	0.99	1.37	1.54
E町	3.20	3.35	3.39	4.01	4.55	4.78	3.65	5.80
F町	3.44	3.44	2.80	3.83	3.95	6.42	4.61	6.44
G町	1.19	1.22	1.04	1.51	1.33	1.92	1.45	2.05
H町	1.23	1.25	1.41	1.65	1.00	1.26	1.44	1.92
I町	1.87	1.87	1.82	2.18	2.22	2.06	2.33	2.87
J町	4.60	2.98	3.43	1.98	3.13	2.45	2.71	2.45
K町	1.65	2.17	1.77	1.68	2.18	2.64	1.63	1.85
L町	3.81	3.07	2.89	2.97	3.38	2.95	2.88	3.83
M町	2.23	1.66	1.79	1.58	1.71	1.14	1.22	1.64

次ページへ続く

表 1. (続)

動脈硬化性疾患の既往	なし				あり			
	最低	第二	第三	最高	最低	第二	第三	最高
健診前医療費（四分位）								
朝食習慣 (Ref: Not 毎日ではない)								
毎日	1.50	1.28	1.57	1.50	1.81	0.71	0.75	1.19
欠損	1.07	1.09	1.32	1.24	1.63	0.90	0.86	0.95
間食習慣 (Ref: だいたい毎日)								
時々	1.07	1.14	1.17	1.33	1.33	1.03	1.09	1.15
ほとんど食べない	1.28	1.30	1.20	1.32	1.47	1.09	1.03	1.17
欠損	1.06	1.30	0.99	1.38	1.30	1.16	1.00	1.08
食事で気を付けていることがあるか (Ref: ない)								
ある	1.23	1.15	1.09	1.22	1.24	1.19	0.96	1.18
欠損	1.09	0.95	1.20	1.26	1.35	1.20	1.01	1.54
サプリメント摂取(Ref: ほぼ毎日)								
時々	0.74	0.87	0.75	0.95	1.26	0.74	1.02	1.11
しない	0.85	0.96	0.88	1.08	1.31	0.68	1.03	1.08
欠損	0.79	0.93	0.88	1.01	1.10	0.86	0.95	1.16
生きがい(Ref: どちらともいえない)								
ある	0.95	1.08	0.96	0.96	1.02	0.85	1.06	1.02
ない	0.60	1.08	0.89	0.94	0.98	0.84	1.07	0.62
欠損	1.15	1.16	1.07	1.23	1.21	1.26	1.03	1.06
寿命について (Ref: 平均で良い)								
長いほうが良い	0.95	0.96	0.85	1.04	0.95	1.07	0.80	0.88
短くてもよい	1.24	0.72	0.90	1.32	1.17	1.10	0.81	0.86
欠損	1.29	1.10	0.94	0.99	1.27	1.01	1.11	0.85
家族歴 (Ref: なし/不明)								
高血圧	1.09	1.19	1.02	1.11	1.18	1.14	1.14	1.06
糖尿病	1.01	1.15	1.11	1.00	0.97	0.99	1.26	1.63
心臓病	1.21	1.20	0.97	1.02	1.06	1.03	0.99	0.92
脳卒中	1.21	1.14	1.10	1.07	0.97	0.98	1.19	1.06
がん	1.16	1.04	1.07	0.99	1.12	1.00	0.96	0.95
動脈硬化性疾患の既往歴(Ref: なし)								
高血圧	N/A	N/A	N/A	N/A	0.82	0.92	0.94	0.99
糖尿病	N/A	N/A	N/A	N/A	0.86	0.76	0.73	0.53
心筋梗塞	N/A	N/A	N/A	N/A	0.92	0.83	0.74	0.85
脳卒中	N/A	N/A	N/A	N/A	0.69	0.70	0.59	0.70
過去5年間の受診回数(1回あたり)								
基礎健診	1.42	1.29	1.27	1.18	1.28	1.19	1.19	1.14
胃がん健診	1.28	1.28	1.23	1.20	1.21	1.29	1.19	1.24
結核・肺がん検診	1.07	1.06	1.05	1.03	1.12	1.03	1.03	1.03
大腸がん検診	1.10	1.10	1.12	1.07	1.13	1.10	1.13	1.07
健診前医療費(10,000円あたり)	1.48	1.01	0.98	0.99	0.98	0.97	0.97	1.00
C統計量	0.84	0.81	0.79	0.78	0.80	0.78	0.77	0.80

Ref: カテゴリカル変数における基準カテゴリ(Reference category). N/A: 該当するデータなし(Not Applicable)

表2. 基本健診受診群と非受診群の基本特性の分布, および群間差.

	観察コホート (N=43,304)			2:1 マッチドコホート (N=21,333)		
	健診受診群 (N=14,692)	非受診群 (N=28,612)	standardized difference	健診受診群 (N=7,111)	非受診群 (N=14,222)	standardized difference
年齢	62.5±8.1	62.6±9.1	0.011	62.6±8.5	62.6±8.7	0.008
性別 (女性)	57.8%	50.6%	0.145	54.5%	54.6%	0.002
Body Mass Index	23.6±3.0	23.5±3.5	0.032	23.6±3.2	23.6±3.3	0.021
自己健康感						
非常に健康	8.4%	8.7%	0.012	8.8%	8.2%	0.019
まあ健康	60.1%	48.6%	0.232	54.7%	54.2%	0.010
どちらともいえない	13.6%	14.7%	0.031	14.2%	14.5%	0.008
あまり健康でない/不健康	16.0%	24.4%	0.209	19.7%	20.5%	0.020
日常のストレスが多い	13.2%	14.4%	0.035	13.7%	13.7%	0.000
現在喫煙	20.9%	28.9%	0.187	24.7%	24.3%	0.009
過去禁煙	13.3%	13.6%	0.007	13.4%	13.4%	0.000
家庭での受動喫煙(ほぼ毎日)	39.3%	44.5%	0.105	42.2%	41.8%	0.007
飲酒習慣 (現在飲酒)	40.2%	40.7%	0.009	40.3%	40.3%	0.000
歩行時間 (1時間/日以上)	41.1%	39.5%	0.032	41.0%	40.4%	0.013
余暇運動時間(5時間/週以上)	14.8%	11.8%	0.089	12.9%	13.0%	0.005
睡眠時間 (6時間/日未満)	2.8%	3.5%	0.040	3.3%	3.3%	0.001
婚姻状況 (配偶者あり)	76.5%	68.6%	0.177	72.5%	72.3%	0.004
子供の数	2.5±1.4	2.4±1.5	0.049	2.5±1.5	2.5±1.5	0.001
実父の生存	11.8%	13.9%	0.064	12.9%	12.8%	0.001
実母の生存	27.6%	28.2%	0.049	27.5%	27.3%	0.005
教育歴 (短大以上)	7.3%	5.9%	0.058	6.5%	6.3%	0.008
職業 (農業)	26.6%	20.7%	0.139	24.5%	23.9%	0.015
古川市居住	15.1%	28.8%	0.335	22.2%	21.4%	0.020
朝食を毎日食べる	93.4%	89.2%	0.150	91.5%	91.4%	0.002
間食をほぼ毎日食べる	40.4%	35.3%	0.107	37.8%	37.9%	0.002
食事に気を付けている	71.5%	63.5%	0.172	67.5%	67.4%	0.003
サプリメント摂取(ほぼ毎日)	11.7%	10.6%	0.034	11.1%	11.2%	0.004
生きがいがある	61.0%	52.6%	0.170	57.8%	56.6%	0.023
寿命は長いほど良いと思う	38.4%	37.9%	0.010	38.6%	38.3%	0.008
家族歴						
高血圧	28.2%	25.0%	0.074	25.9%	26.6%	0.015
糖尿病	12.7%	11.4%	0.040	12.0%	11.8%	0.006
心疾患	19.5%	17.0%	0.063	18.0%	18.5%	0.013
脳卒中	24.8%	22.7%	0.049	23.7%	23.5%	0.004
がん	34.6%	30.1%	0.097	31.7%	32.1%	0.008
動脈硬化性疾患既往歴						
高血圧	26.2%	30.7%	0.100	28.6%	28.7%	0.002
糖尿病	5.0%	8.2%	0.130	6.1%	6.2%	0.005
心筋梗塞	2.3%	3.6%	0.073	2.8%	2.8%	0.001
脳卒中	1.2%	3.2%	0.136	1.7%	1.7%	0.002
過去5年間の受診回数						
基礎健診	3.2±2.2	1.6±2.1	0.772	2.3±2.2	2.3±2.2	0.003
胃がん検診	3.2±2.0	1.7±2.0	0.753	2.4±2.1	2.4±2.1	0.016
結核・肺がん検診	4.4±1.5	3.5±2.1	0.498	4.0±1.8	4.1±1.8	0.010
大腸がん検診	1.6±1.8	0.7±1.3	0.545	1.0±1.5	1.0±1.6	0.017
健診前の年あたり医療費 (円)						
平均	184,756	333,784	0.256	228,352	229,386	0.003
25パーセンタイル点	28,500	26,940		34,066	34,725	
50パーセンタイル点	112,660	145,758		139,053	138,445	
75パーセンタイル点	236,685	325,822		279,930	286,988	
90パーセンタイル点	411,720	657,673		486,720	500,680	

医療費を除く連続変数は"平均±標準偏差"の形式で表示.

表3. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移.

健診受診群 (N=7,111)										非受診群 (N=14,222)			群間差		
健診前医療費															
(年あたり)	231,370 (224,395	～	239,112)	232,450 (227,738	～	237,267)	-1,092 (-7,522	～	5,340)			
健診後積算医療費															
1年間	306,849 (292,236	～	323,401)	316,527 (306,886	～	326,413)	-9,678 (-27,450	～	8,146)			
2年間	614,738 (594,782	～	636,052)	649,150 (633,751	～	664,607)	-34,411 (-60,087	～	-7,873)			
3年間	920,631 (895,321	～	945,160)	987,010 (967,372	～	1,006,336)	-66,379 (-98,452	～	-35,845)			
4年間	1,227,148 (1,198,566	～	1,255,697)	1,319,708 (1,297,430	～	1,342,623)	-92,559 (-128,744	～	-56,291)			
5年間	1,585,588 (1,552,194	～	1,618,047)	1,684,817 (1,659,515	～	1,710,470)	-99,229 (-142,145	～	-57,963)			
6年間	1,937,726 (1,899,341	～	1,973,386)	2,042,478 (2,014,483	～	2,070,234)	-104,752 (-152,570	～	-58,698)			
7年間	2,306,923 (2,266,587	～	2,346,824)	2,413,846 (2,383,428	～	2,444,179)	-106,923 (-158,760	～	-55,489)			
8年間	2,618,238 (2,573,558	～	2,661,308)	2,722,347 (2,689,244	～	2,754,342)	-104,109 (-157,970	～	-49,852)			
9年間	2,981,500 (2,934,057	～	3,026,605)	3,079,750 (3,043,498	～	3,114,399)	-98,249 (-159,635	～	-39,639)			
10年間	3,346,784 (3,294,903	～	3,396,876)	3,440,664 (3,403,596	～	3,477,504)	-93,879 (-158,959	～	-29,359)			
11年間	3,719,964 (3,665,912	～	3,772,326)	3,805,751 (3,766,206	～	3,846,462)	-85,786 (-152,313	～	-17,346)			
12年間	4,089,974 (4,031,714	～	4,144,994)	4,160,090 (4,117,626	～	4,201,348)	-70,115 (-140,940	～	1,295)			

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセントイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

表4. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算外来医療費の推移。

	健診受診群 (N=7,111)			非受診群 (N=14,222)			群間差		
健診前医療費									
(年あたり)	180,797 (176,108 ~	186,002)	182,705 (179,166 ~	186,401)	-1,840 (-7,836 ~	4,279)
健診後積算医療費									
1年間	199,884 (195,537 ~	204,320)	198,079 (194,461 ~	201,664)	1,805 (-3,944 ~	7,434)
2年間	400,727 (394,220 ~	407,561)	398,910 (393,264 ~	404,495)	1,817 (-6,683 ~	10,390)
3年間	605,400 (597,332 ~	613,660)	605,026 (597,675 ~	612,393)	374 (-10,508 ~	11,474)
4年間	809,454 (799,462 ~	819,770)	806,606 (797,725 ~	815,254)	2,848 (-10,314 ~	17,145)
5年間	1,035,996 (1,024,502 ~	1,048,054)	1,027,732 (1,017,550 ~	1,038,101)	8,263 (-7,222 ~	24,692)
6年間	1,263,843 (1,250,359 ~	1,277,632)	1,250,187 (1,238,595 ~	1,261,959)	13,656 (-4,670 ~	31,689)
7年間	1,495,768 (1,480,363 ~	1,510,993)	1,473,722 (1,460,148 ~	1,486,868)	22,046 (1,681 ~	41,864)
8年間	1,687,169 (1,670,957 ~	1,704,200)	1,658,098 (1,643,226 ~	1,671,463)	29,070 (7,096 ~	50,226)
9年間	1,910,840 (1,893,648 ~	1,929,337)	1,872,649 (1,856,859 ~	1,887,917)	38,190 (14,024 ~	62,454)
10年間	2,138,825 (2,120,020 ~	2,158,946)	2,090,060 (2,072,236 ~	2,106,482)	48,764 (22,388 ~	74,038)
11年間	2,366,678 (2,345,733 ~	2,388,532)	2,305,644 (2,287,085 ~	2,323,513)	61,033 (32,386 ~	89,189)
12年間	2,592,375 (2,569,992 ~	2,615,785)	2,513,622 (2,493,732 ~	2,532,917)	78,753 (48,853 ~	107,922)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

表5. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算入院医療費の推移。

健診前後の医療費と群間差									
	健診受診群 (N=7,111)			非受診群 (N=14,222)			群間差		
健診前医療費									
(年あたり)	47,555 (40,805 ~	54,670)	46,680 (42,564 ~	51,133)	802 (-6,933 ~	8,595)
健診後積算医療費									
1年間	106,964 (93,623 ~	122,304)	118,447 (109,816 ~	127,699)	-11,482 (-28,170 ~	5,994)
2年間	214,011 (195,864 ~	233,938)	250,239 (236,223 ~	264,625)	-36,227 (-60,730 ~	-11,977)
3年間	315,230 (292,388 ~	336,869)	381,984 (364,809 ~	399,004)	-66,753 (-95,277 ~	-39,725)
4年間	417,693 (392,019 ~	443,438)	513,100 (493,320 ~	533,298)	-95,407 (-127,677 ~	-63,416)
5年間	549,592 (517,970 ~	579,250)	657,084 (635,633 ~	679,503)	-107,492 (-144,792 ~	-69,946)
6年間	673,882 (639,902 ~	707,294)	792,291 (767,797 ~	817,087)	-118,409 (-161,817 ~	-77,184)
7年間	811,154 (774,990 ~	847,650)	940,124 (913,160 ~	967,298)	-128,970 (-176,098 ~	-83,414)
8年間	931,069 (890,433 ~	969,975)	1,064,249 (1,034,493 ~	1,093,346)	-133,179 (-183,899 ~	-83,198)
9年間	1,070,661 (1,027,802 ~	1,113,425)	1,207,101 (1,175,604 ~	1,238,683)	-136,440 (-190,255 ~	-83,667)
10年間	1,207,960 (1,162,216 ~	1,253,864)	1,350,604 (1,317,595 ~	1,384,333)	-142,644 (-198,986 ~	-84,395)
11年間	1,353,286 (1,304,156 ~	1,399,369)	1,500,106 (1,465,091 ~	1,536,265)	-146,820 (-205,690 ~	-86,898)
12年間	1,497,599 (1,446,291 ~	1,549,449)	1,646,468 (1,608,119 ~	1,682,659)	-148,869 (-212,528 ~	-84,764)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。

表6.基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移.動脈硬化性疾患
の既往を持たない者のみの結果.

	健診受診群 (N=4,684)	非受診群 (N=9,368)	群間差
健診前医療費			
(年あたり)	165,093 (158,326 ~ 172,447)	166,529 (162,491 ~ 170,757)	-1,274 (-7,051 ~ 4,524)
健診後積算医療費			
1年間	226,990 (214,816 ~ 240,170)	237,307 (227,219 ~ 246,968)	-10,317 (-25,906 ~ 6,572)
2年間	467,490 (448,782 ~ 487,406)	493,378 (478,243 ~ 508,749)	-25,887 (-50,997 ~ -1,509)
3年間	706,314 (683,088 ~ 729,940)	759,074 (739,467 ~ 780,069)	-52,760 (-85,647 ~ -22,188)
4年間	946,270 (917,368 ~ 974,192)	1,022,836 (1,000,201 ~ 1,046,077)	-76,565 (-114,461 ~ -40,913)
5年間	1,229,679 (1,197,834 ~ 1,263,257)	1,311,607 (1,285,992 ~ 1,337,919)	-81,927 (-124,083 ~ -40,025)
6年間	1,512,925 (1,476,020 ~ 1,549,854)	1,598,520 (1,567,398 ~ 1,629,011)	-85,594 (-133,132 ~ -38,095)
7年間	1,821,533 (1,779,450 ~ 1,862,950)	1,898,280 (1,866,933 ~ 1,932,191)	-76,747 (-130,308 ~ -26,291)
8年間	2,080,264 (2,035,840 ~ 2,126,822)	2,149,122 (2,115,066 ~ 2,184,200)	-68,858 (-125,244 ~ -14,160)
9年間	2,382,618 (2,331,951 ~ 2,432,375)	2,450,554 (2,413,227 ~ 2,488,244)	-67,936 (-130,704 ~ -7,828)
10年間	2,689,021 (2,635,741 ~ 2,743,820)	2,757,446 (2,716,765 ~ 2,796,544)	-68,425 (-135,607 ~ -4,012)
11年間	3,018,769 (2,958,613 ~ 3,077,817)	3,064,338 (3,021,036 ~ 3,106,883)	-45,569 (-119,411 ~ 23,775)
12年間	3,352,857 (3,289,704 ~ 3,415,450)	3,379,429 (3,334,038 ~ 3,424,085)	-26,571 (-105,255 ~ 47,953)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

表 7. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移. 動脈硬化性疾患
の既往を持つ者のみの結果.

	健診受診群 (N=2,427)	非受診群 (N=4,854)	群間差
健診前医療費			
(年あたり)	351,497 (335,651 ~ 369,253)	351,932 (340,964 ~ 362,467)	-764 (-14,844 ~ 14,138)
健診後積算医療費			
1年間	451,593 (417,512 ~ 489,699)	460,111 (439,224 ~ 482,438)	-8,518 (-49,089 ~ 33,937)
2年間	881,626 (837,682 ~ 927,139)	931,485 (899,896 ~ 963,905)	-49,859 (-105,362 ~ 7,508)
3年間	1,309,080 (1,257,799 ~ 1,363,810)	1,400,145 (1,361,226 ~ 1,442,043)	-91,064 (-156,415 ~ -23,361)
4年間	1,736,236 (1,675,856 ~ 1,800,432)	1,857,786 (1,812,051 ~ 1,905,857)	-121,549 (-202,179 ~ -42,380)
5年間	2,230,671 (2,158,553 ~ 2,302,835)	2,361,259 (2,309,723 ~ 2,414,012)	-130,587 (-221,985 ~ -43,567)
6年間	2,707,676 (2,628,582 ~ 2,788,379)	2,847,151 (2,788,611 ~ 2,906,560)	-139,475 (-242,984 ~ -40,699)
7年間	3,186,689 (3,102,153 ~ 3,274,027)	3,348,307 (3,284,105 ~ 3,414,175)	-161,618 (-271,784 ~ -50,613)
8年間	3,593,315 (3,502,716 ~ 3,682,869)	3,761,316 (3,690,314 ~ 3,829,566)	-168,001 (-280,594 ~ -52,823)
9年間	4,066,972 (3,972,795 ~ 4,165,037)	4,220,165 (4,146,139 ~ 4,295,409)	-153,193 (-276,346 ~ -30,516)
10年間	4,538,977 (4,437,753 ~ 4,644,423)	4,678,994 (4,598,458 ~ 4,755,047)	-140,016 (-270,476 ~ -4,896)
11年間	4,990,877 (4,880,889 ~ 5,097,917)	5,149,557 (5,066,820 ~ 5,231,743)	-158,680 (-295,812 ~ -16,852)
12年間	5,425,995 (5,309,289 ~ 5,543,305)	5,575,034 (5,489,078 ~ 5,658,642)	-149,039 (-289,973 ~ -1,434)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

表8. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移。ベースライン
時点で45-64歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

	健診受診群 (N=3,471)	非受診群 (N=6,942)	群間差
健診前医療費			
(年あたり)	167,098 (156,612 ~ 179,484)	163,973 (157,624 ~ 171,241)	3,124 (-9,639 ~ 16,265)
健診後積算医療費			
1年間	206,857 (190,447 ~ 224,555)	227,185 (213,623 ~ 240,772)	-20,328 (-41,431 ~ 1,958)
2年間	413,921 (391,785 ~ 435,907)	458,850 (439,186 ~ 477,785)	-44,929 (-74,037 ~ -15,926)
3年間	631,192 (603,400 ~ 658,590)	696,786 (671,695 ~ 721,478)	-65,594 (-102,021 ~ -29,515)
4年間	848,229 (817,620 ~ 880,905)	930,636 (901,854 ~ 960,740)	-82,407 (-126,348 ~ -39,497)
5年間	1,108,201 (1,072,341 ~ 1,146,602)	1,183,683 (1,150,353 ~ 1,218,856)	-75,482 (-127,105 ~ -24,974)
6年間	1,382,103 (1,339,621 ~ 1,426,733)	1,457,196 (1,420,814 ~ 1,497,600)	-75,093 (-133,111 ~ -18,913)
7年間	1,658,391 (1,611,338 ~ 1,705,862)	1,741,595 (1,701,339 ~ 1,784,120)	-83,204 (-145,702 ~ -18,526)
8年間	1,899,971 (1,845,952 ~ 1,950,831)	1,976,617 (1,934,502 ~ 2,019,789)	-76,646 (-144,221 ~ -9,241)
9年間	2,177,173 (2,120,757 ~ 2,234,657)	2,277,644 (2,230,561 ~ 2,325,834)	-100,471 (-177,529 ~ -26,709)
10年間	2,474,702 (2,412,985 ~ 2,537,659)	2,583,728 (2,533,861 ~ 2,635,552)	-109,026 (-189,020 ~ -29,352)
11年間	2,792,259 (2,724,731 ~ 2,859,822)	2,904,416 (2,849,688 ~ 2,957,493)	-112,158 (-196,613 ~ -27,473)
12年間	3,130,956 (3,058,099 ~ 3,202,175)	3,241,641 (3,182,152 ~ 3,300,355)	-110,685 (-201,274 ~ -18,687)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群 - 非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。

表9. 基本健診受診群と非受診群の一人あたり平均積算医療費の推移。ベースライン
時点で65－79歳の者のみを対象とした副次解析の結果.

	健診受診群 (N=2,459)	非受診群 (N=4,918)	群間差
健診前医療費			
(年あたり)	330,798 (317,080 ~ 345,805)	322,795 (314,200 ~ 332,219)	8,003 (-8,943 ~ 25,251)
健診後積算医療費			
1年間	464,813 (426,764 ~ 508,189)	436,409 (418,138 ~ 458,114)	28,404 (-15,461 ~ 76,316)
2年間	915,266 (868,425 ~ 968,814)	879,312 (851,795 ~ 908,642)	35,954 (-18,563 ~ 96,002)
3年間	1,356,672 (1,302,259 ~ 1,414,446)	1,332,137 (1,297,033 ~ 1,367,437)	24,535 (-46,303 ~ 95,283)
4年間	1,787,183 (1,727,747 ~ 1,851,206)	1,778,766 (1,738,803 ~ 1,821,696)	8,418 (-68,084 ~ 85,657)
5年間	2,288,127 (2,221,613 ~ 2,358,786)	2,268,442 (2,220,272 ~ 2,317,082)	19,685 (-70,091 ~ 109,728)
6年間	2,762,848 (2,682,461 ~ 2,846,258)	2,731,073 (2,680,481 ~ 2,784,678)	31,774 (-69,179 ~ 129,740)
7年間	3,241,205 (3,155,434 ~ 3,330,634)	3,179,894 (3,124,277 ~ 3,240,426)	61,312 (-48,752 ~ 170,959)
8年間	3,617,586 (3,529,808 ~ 3,712,785)	3,542,840 (3,480,965 ~ 3,607,782)	74,747 (-39,492 ~ 188,209)
9年間	4,056,450 (3,958,347 ~ 4,158,909)	3,953,357 (3,889,503 ~ 4,021,298)	103,094 (-17,611 ~ 222,779)
10年間	4,487,768 (4,385,502 ~ 4,591,069)	4,362,549 (4,295,325 ~ 4,435,068)	125,219 (-780 ~ 247,961)
11年間	4,909,735 (4,804,411 ~ 5,017,495)	4,755,395 (4,686,139 ~ 4,831,079)	154,341 (21,946 ~ 281,960)
12年間	5,325,975 (5,216,188 ~ 5,438,387)	5,127,712 (5,055,911 ~ 5,206,042)	198,263 (62,511 ~ 332,658)

単位は円。括弧内は95%信頼区間を示し、推定にはブートストラップ（パーセンタイル法、リサンプリング回数2,000回）を用いた。群間差は「健診受診群－非受診群」として表示し、負の値は健診受診群のほうが平均積算医療費が低額であったことを意味する。曝露としての健診にかかった費用（1人あたり7,660円）を健診受診群のみの健診後積算医療費に外来医療費扱いで加算している。